

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANCÍ

Vliv vybraných makroekonomických veličin na ceny akcií v Evropě

The Effect of Selected Macroeconomic Variables on Stock Prices in Europe

Student: Bc. Eva Kolaříková

Vedoucí diplomové práce: Prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.

Ostrava 2014

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra financí

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Eva Kolaříková**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6202T010 Finance
Specializace: 00 Finance
Téma: **Vliv vybraných makroekonomických veličin na ceny akcií v Evropě**
The Effect of Selected Macroeconomic Variables on Stock Prices in Europe

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Charakteristika vybraných evropských akciových trhů
3. Multifaktorové rovnovážné modely výnosu a rizika
4. Modelování vývoje cen akcií na vybraných evropských trzích
5. Závěr

Seznam použité literatury

Seznam zkratk

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Seznam příloh

Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
KULHÁNEK, Lumír a Stanislav MATUSZEK. *Macroeconomic Factors and the Stock Market*. In LIS, S. a S. MIKLASZEWSKI, eds. Transformacja, Integracja, Globalizacja. Krakow: Akademia ekonomiczna. 2004. s. 467-488. ISBN 83-917312-7-8.
MILLS, Terence C. and Raphael N. MARKELLOS. *The econometric modelling of financial time series*. 3rd ed. New York: Cambridge University Press, 2008. 456 s. ISBN 978-0-521-88381-8.
VESELÁ, Jitka. *Investování na kapitálových trzích*. 2. aktualiz. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2011. 789 s. ISBN 978-80-7357-647-9.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.**

Datum zadání: 22.11.2013

Datum odevzdání: 25.04.2014



Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry

prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě, 24. dubna 2014



.....

Bc. Eva Kolaříková

Děkuji vedoucímu mé diplomové práce panu prof. Ing. Lumíru Kulhánkovi, CSc.
za odbornou pomoc a podporu při jejím vypracování.

Obsah

1	Úvod.....	5
2	Charakteristika vybraných evropských akciových trhů	6
2.1	Burza cenných papírů Praha	6
2.1.1	Historie pražské burzy	6
2.1.2	Struktura Burzy cenných papírů Praha	8
2.1.3	Indexy Burzy cenných papírů Praha	9
2.2	Frankfurtská burza (Frankfurter Wertpapier Börse).....	10
2.2.1	Historie burzovnictví v Německu	10
2.2.2	Struktura Frankfurter Wertpapier Börse	11
2.2.3	Indexy Frankfurter Wertpapier Börse	12
2.3	Srovnání vybraných trhů cenných papírů	13
3	Multifaktorové rovnovážné modely výnosu a rizika	18
3.1	Teorie portfolia a kapitálového trhu	18
3.1.1	Očekávaná výnosová míra a riziko	18
3.1.2	Základy teorie kapitálového trhu	21
3.1.3	Model oceňování kapitálových aktiv	22
3.1.4	Arbitrážní teorie oceňování	23
3.2	Kointegrační analýza a její aplikace	25
3.2.1	Nestacionární časové řady	25
3.2.2	Testování jednotkového kořene	26
3.2.3	Kointegrační analýza	30
3.2.4	Vektorový model korekce chyb	32
3.2.5	Statistická verifikace modelu	33
4	Modelování vývoje cen akcií na vybraných trzích cenných papírů.....	36
4.1	Definice vybraného rovnovážného modelu výnosu a rizika	36
4.1.1	Popis proměnných.....	37

4.1.2	Formulace modelu	40
4.2	Aplikace kointegrační analýzy na zvolené proměnné	42
4.2.1	Popisné statistiky	43
4.2.2	Testy stacionarity	46
4.2.3	Testy kointegrace	52
4.2.4	Odhad vektorového modelu korekce chyb	55
4.2.5	Verifikace modelů	59
4.3	Shrnutí výsledků	61
5	Závěr	64
	Seznam použité literatury	65
	Seznam zkratk	67
	Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	
	Seznam příloh	
	Přílohy	

1 Úvod

Vzhledem k těsnému propojení finančních a ekonomických systémů má na vývoj cen akcií a akciových trhů jako celku silný vliv vývoj národní a světové ekonomiky. Celosvětová integrace ekonomik způsobuje, že na dění v jedné zemi reaguje jistým způsobem i vývoj v ostatních státech. Vývoj v jednotlivých zemích je závislý na vnějších faktorech. Podstatnější je však vliv vnitřních faktorů, které tuto ekonomiku formují. Otázkou zůstává, které makroekonomické veličiny a jakým způsobem ovlivňují ceny na akciových trzích v krátkém a dlouhém období.

Cílem této diplomové práce je zjistit, jaký vliv mají vybrané makroekonomické agregáty na vývoj cen akcií na evropských trzích cenných papírů. Ceny akcií jsou ilustrovány pomocí vývoje akciových indexů ve vybraných evropských zemích s různým stupněm rozvoje akciového trhu. Interakce makroekonomických agregátů a vývoje cen akcií je zkoumána pomocí kointegrace, která určí, zda je mezi jednotlivými zkoumanými veličinami a akciovými indexy dlouhodobý rovnovážný vztah. Pomocí modelu korekce chyb jsou následně zjištěny krátkodobé vztahy mezi veličinami na vybraných akciových trzích.

Práce je rozdělena do pěti kapitol, včetně úvodu a závěru. V první teoretické kapitole jsou charakterizovány vybrané akciové trhy. Je zde analyzován stupeň rozvoje jednotlivých trhů a jeho příčiny. Druhá kapitola je také teoreticky zaměřena a jsou v ní především identifikována východiska pro další zkoumání, popis multifaktorových rovnovážných modelů výnosu a rizika, postupu kointegrační analýzy a vektorového modelu korekce chyb.

Třetí kapitola diplomové práce obsahuje praktické zpracování cíle práce. Pomocí kointegrace je zkoumán vztah hlavních akciových indexů a makroekonomických veličin dvou vybraných ekonomik. Dále je kapitola zaměřena na porovnání výsledků u obou zemí podle testování provedeného na maximálním množství dostupných dat. Vyhodnocení aplikace kointegrační analýzy a porovnání výsledků obou zemí jsou shrnuty v závěru práce.

2 Charakteristika vybraných evropských akciových trhů

Problematika působení makroekonomických agregátů na vývoj cen akcií je popsána v různých odborných publikacích – např. *Chen, Roll, Ross (1986)*, *Kulhánek, Matuzsek (2004)* nebo *Tangjitprom (2011)*. Uvedené články se staly inspirací a výchozím bodem pro tuto diplomovou práci.

Zaměření zkoumání je ovšem odlišné. Zatímco v již zmíněných odborných statích *Chen, Roll, Ross (1986)* a *Kulhánek, Matuzsek (2004)* je zkoumán vliv vybraných makroekonomických veličin na akciový trh Spojených států amerických, cílem této diplomové práce je zjistit, zda je možné nalézt podobné vztahy jak u rozvinutých, tak u méně rozvinutých akciových trhů.

Vliv makroekonomických agregátů bude zkoumán na evropských akciových trzích. Proto tato kapitola obsahuje charakteristiku dvou vybraných akciových trhů a jejich následné srovnání. Mezi největší a nejrozvinutější burzy v Evropě patří např. londýnská nebo frankfurtská. Naopak mezi ty méně rozvinuté například pražská. Z důvodů geografické blízkosti a ekonomické provázanosti byly jako předmět zkoumání zvoleny akciové trhy České republiky (dále také ČR) a Spolkové republiky Německo (dále také SRN nebo Německo).

Informace pro zpracování této kapitoly byly získány především z oficiálních internetových stránek těchto burz a Federace evropských burz (Federation of European Securities Exchange). Data pro srovnání byla získána z databází Eurostatu a Světové banky. Dále byly použity publikace *Musílek (2011)* a *Veselá (2011)*. Všechny zdroje jsou uvedeny v seznamu použité literatury.

2.1 Burza cenných papírů Praha

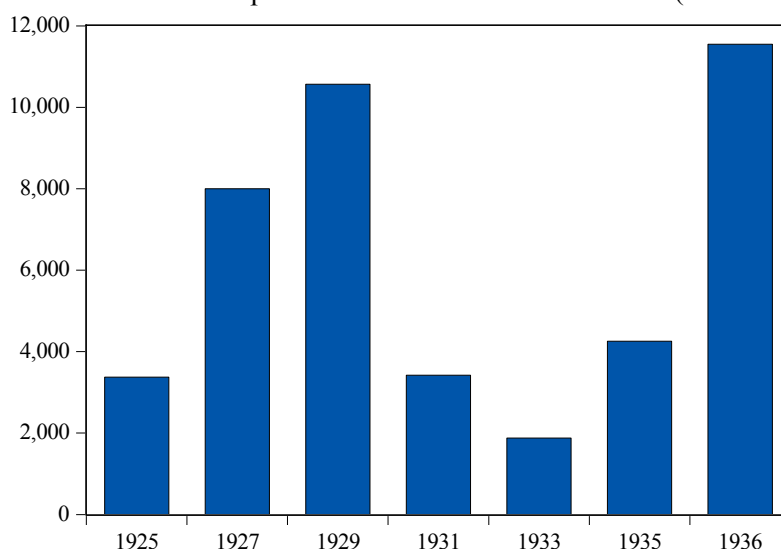
Ačkoli se počátky obchodování akcií na burze na území dnešní České republiky datují již od 70. let 19. století, nedospěl nikdy lokální trh k výraznému rozvoji, pravděpodobně v důsledku pohnutého historického vývoje.

2.1.1 Historie pražské burzy

Od roku 1871 se na tehdejší Pražské burse pro zboží a cenné papíry obchodovaly především státní dluhopisy a akcie českých podniků. Rozmach negativně ovlivnil vídeňský

krach v roce 1873 a objem obchodování až do začátku první světové války nijak významně nevzrostl, jak tvrdí *Musílek (2011)*. Během války byla burza uzavřena. Její činnost byla obnovena na pár týdnů v únoru roku 1919. Kvůli měnové reformě došlo ovšem k opětovnému uzavření již na konci února až do srpna stejného roku. Rozvoj akciového trhu nastal především mezi lety 1923 a 1929. Příliv kapitálu z ostatních zemí vlivem podhodnocení tuzemských akcií znamenal až trojnásobný nárůst objemu obchodování, viz Graf 2.1. I přesto byla burza zasažena velkou hospodářskou krizí, když k největšímu propadu objemu obchodování došlo v letech 1931 – 1933. V následujících pěti letech se vývoj obrátil. K totální destrukci pak přispěla hlavně druhá světová válka, díky níž byla od roku 1938 činnost burzy zastavena. Kvůli poválečným změnám politických a ekonomických poměrů na českém území, které přinesly více než padesát let úpadku na místo dalšího vývoje akciového trhu, byla činnost pražské burzy obnovena až v 90. letech 20. století.

Graf 2.1 Objem obchodů s akciemi na pražské burze v letech 1925 – 1936 (v mil. Kč)



Zdroj: Zpracováno na základě dat z *Musílek (2011, s. 54)*

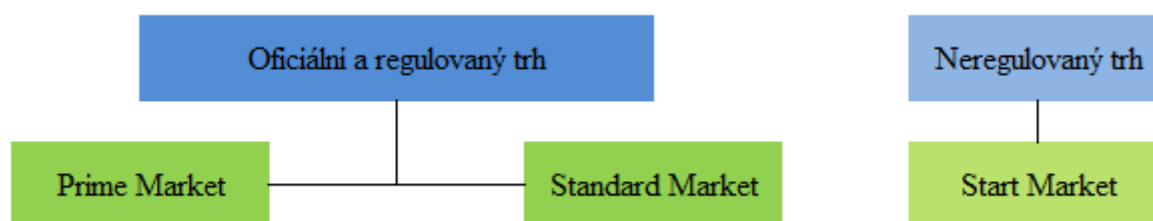
Burza v dnešní podobě vznikla zápisem do obchodního rejstříku dne 24. listopadu 1992 pod názvem Burza cenných papírů Praha, a.s. (dále také BCPP). Obchodování bylo zahájeno dne 6. dubna 1993. Již od tohoto roku zažíval trh největší nárůst počtu titulů díky první a druhé vlně kupónové privatizace, kdy bylo v průběhu června a července 1993 uvedeno na trh přes 950 a v březnu 1995 přes 670 nových emisí akcií. Situace na trhu se postupně stabilizovala a objem obchodů začal klesat. V roce 1997 bylo kvůli nízké likviditě vyřazeno více než 1300 emisí. Počet společností kotovaných na pražské burze postupně klesal až k dnešnímu stabilnímu počtu, který se pohybuje okolo dvou desítek firem.

2.1.2 Struktura Burzy cenných papírů Praha

Burza cenných papírů Praha je založena na členském principu, tedy právo obchodovat mají pouze organizace, které splňují dané podmínky a jsou přijaty vedením burzy. Počet členů je v současné době 17 společností, Českou národní banka a Ministerstvo financí České republiky.

V současné době je tržní prostor oficiálního a regulovaného trhu rozdělen na jednotlivé segmenty, jak je zřejmé ze Schématu 2.1. Akciové trhy se nazývají Prime market a Standard market a nahradily v podstatě původní hlavní a volný trh, jak je uvedeno na webových stránkách *BCPP*. Prime market je stejně jako někdejší hlavní trh přísněji regulován, obchodují se zde nejkvalitnější cenné papíry. Akcie kotované na Standard market nepodléhají tak přísným podmínkám, musí se řídit pouze zákony a základními pravidly burzy. Neregulovaným trhem burzy je segment Start, jehož pravidla jsou určována pouze burzou samotnou. Tato součást by měla sloužit k jednoduššímu zavádění nových titulů na burzu cenných papírů.

Schéma 2.1 Struktura trhů Burzy cenných papírů Praha



Zdroj: Zpracováno na dle www.bcpp.cz

Roku 2004 získala pražská burza členství ve Federaci evropských burz. Dalším z kroků k většímu rozvoji bylo založení dceřiné firmy pražské burzy, Power Exchange Central Europe a.s., známější pod zkratkou PXE v roce 2007, která nabízí možnost obchodovat s elektrickou energií. V následujícím roce změnila BCPP své majitele. Od původních vlastníků, skupiny bank a obchodníků s cennými papíry, ji z majoritní části koupila Vídeňská burza – Wiener Börse. Tento podíl dnes činí 92,74 % akcií. Na počátku roku 2010 se BCPP stala členem skupiny CEESEG AG, která sdružuje burzy střední a východní Evropy. Její součástí jsou mimo BCPP dceřiné společnosti Wiener Börse, Ljubljana Stock Exchange a Budapest Stock Exchange.

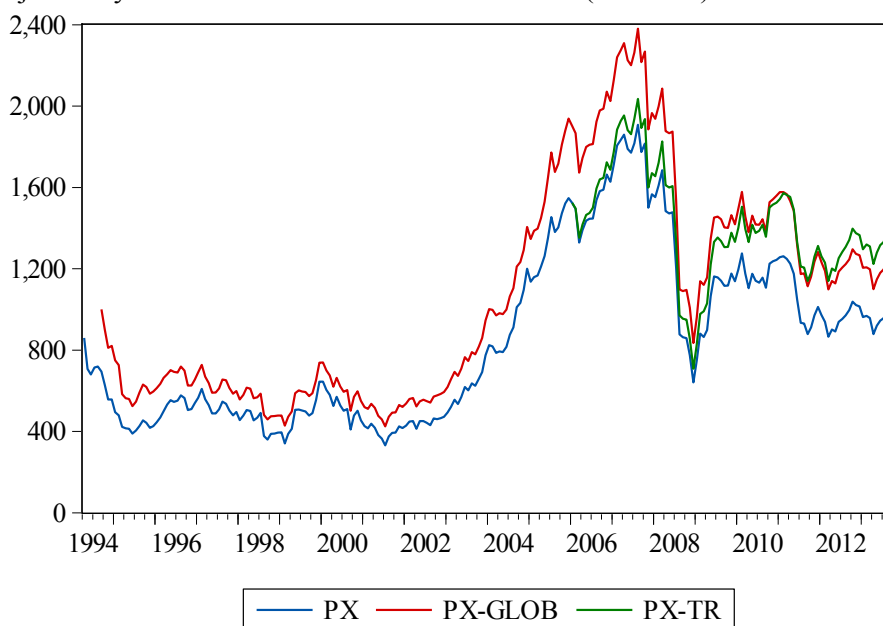
Spojení zmíněných burz do skupiny mělo za cíl vyřešit problém nedokonalého propojení se zahraničím a podpořit dále její růst, především harmonizací burzovních

a obchodních pravidel a vypořádání obchodů – hlavním úkolem zde byla implementace obchodního systému XETRA. Burza cenných papírů Praha přešla z obchodování v systému SPAD na nový systém v roce 2012.

2.1.3 Indexy Burzy cenných papírů Praha

Burzovní indexy koncentrují hodnoty kurzů přepočtem na jedno reprezentativní číslo, které vypovídá o aktuálním stavu burzy. Pražská burza používá pro ilustraci vývoje akciového trhu tři indexy – blue chips cenový index PX, blue chips dividendový index PX-TR a souhrnný index s širokouází PX-GLOB, jak je uvedeno na webových stránkách *BCPP*. Jejich vývoj v letech 1994 - 2014 je pro názornost vyobrazen v grafu Graf 2.2. Z grafu je zřejmé, že se všechny indexy vyvíjejí podobně, včetně nárůstu před a poklesu po začátku finanční krize.

Graf 2.2 Vývoj akciových indexů BCPP v letech 1994 – 2014 (v bodech)



Zdroj: Zpracováno na základě dat z www.bcpp.cz

Index PX je hlavním indikátorem akciového trhu pražské burzy. Byl tedy zvolen jako referenční index a v dalších kapitolách bude zaveden jako vysvětlovaná proměnná cen akcií na trhu cenných papírů České republiky. Jeho výpočet se teoreticky provádí od dubna 1994, do roku 2006 byl veden jako index PX-50, jehož historii následně index PX převzal. Index PX má variabilní počet bazických emisí, které musejí splňovat kritéria způsobilosti a být schváleny Komisí pro správu burzovních indexů. Tato báze je aktualizována každé čtvrtletí. Výchozí hodnota indexu je 1 000 bodů, které se násobí počtem bazických emisí, kurzem i-té emise, redukčním faktorem a následně faktorem řetězení. Index je vážený výchozí hodnotou

tržní kapitalizace. Hodnoty indexu jsou zjišťovány v reálném čase obchodovacího dne od 9 hodin do 16:28. Mezi nejznámější emise tohoto indexu v současnosti patří společnosti ČEZ, Komerční banka, Erste Group, Unipetrol, Philip Morris ČR, Orco nebo Fortuna.

Index PX-TR je poměrně novým ukazatelem, vypočítává se od března 2006. Výchozí hodnota indexu je 1554,6 bodů a vypočítává se na podobném principu jako index PX, s výjimkou toho, že se pro výpočet nepoužívá kurz i-té emise, ale její hrubá dividenda. Stejně jako PX je vážený tržní kapitalizací. Frekvence výpočtu i aktualizace emisní báze je stejná.

Výpočet indexu PX-GLOB probíhá již od září 1994. Výchozí hodnota indexu je 1 000 bodů, opět se počítá podobně jako index PX a je vážený výchozí hodnotou tržní kapitalizace. PX-GLOB není počítán průběžně, ale až po skončení obchodního dne. Široká emisní báze je aktualizována, stejně jako u předchozích indexů, ve čtvrtletních intervalech.

2.2 Frankfurtská burza (Frankfurter Wertpapier Börse)

Frankfurtská burza cenných papírů (Frankfurter Wertpapier Börse, FWB) je největší německou burzou a je součástí holdingové společnosti Deutsche Börse AG (dále také DB). Obchoduje se zde přes milion cenných papírů, zaujímá první místo v primární kotaci akcií, provozuje přes 97 % obchodů s německými aktivy a pojme 90 % obratu německého burzovního trhu. Další burzy se nacházejí v Düsseldorfu, Mnichově, Hamburgu, Stuttgartu, Berlíně a Hannoveru. DB celkově patří mezi největší světové burzy, z pohledu tržní kapitalizace se řadí mezi deset největších, jak uvádí *Musilek (2011)*.

2.2.1 Historie burzovníctví v Německu

Základy burzovníctví na německé území se datují již od 11. století konáním významných trhů. Německá města se tak stávala centrem nejen komoditního obchodu, jak je uvedeno na webových stránkách *Deutsche Börse*. Oficiálně byla burza ve Frankfurtu nad Mohanem založena roku 1585, kdy se skupina obchodníků rozhodla, že standardizuje směnné kurzy mnoha měn užívaných na území dnešního Německa. Na konci 17. století byla sepsána první burzovní pravidla a regulace, což vedlo k založení administrativního aparátu burzy.

Osmnácté století přineslo změnu, burza se otevřela soukromým investorům. Na počátku 19. století se díky Obchodní komoře stala frankfurtská burza veřejnou institucí. Za přispění bankovního domu Rothschildů se brzy z Frankfurtu stalo město mezinárodního

kapitálu a sídlo jedné z největších burz v Evropě, vedle Londýna a Paříže. Obliba akcií vzrostla především v době německé průmyslové revoluce, kdy investice pomocí akciových podílů dávaly vzniknout i finančně náročným projektům. První akcie se zde obchodovaly od roku 1820. I přes založení nové centrální burzy v Berlíně, hlavním městě německého císařství vzniklého roku 1871, si Frankfurt udržel svou nezastupitelnou pozici na poli mezinárodního obchodu.

Nejhorší dopad měla na frankfurtskou burzu, převážně zaměřenou na akcie domácích a zahraničních firem, první světová válka. Němečtí investoři prodali veškerá aktiva zahraničních firem a investovali do státních dluhopisů, mezinárodní obchod zde skoro zanikl. V poválečném období zavinila ztráty na hodnotě aktiv především inflace, která dosáhla svého vrcholu roku 1923. Další šok zažili investoři po tzv. „černém pátku“ roku 1929, do Německa dorazila hospodářská krize předcházející druhé světové válce. Od roku 1933 byl stanoven dozor nad burzami v celém Německu po dobu druhé světové války. Burza ve Frankfurtu byla otevřena několik měsíců po konci druhé světové války, ke znovuootevření došlo v září 1945 jako jedné z prvních burz v zemi a postupně opět získala svůj dřívější význam. Silné burzovní domy sehrály svou významnou roli při poválečné výstavbě. Mezinárodně uznávaná frankfurtská burza napomohla také poválečnému růstu německé ekonomiky.

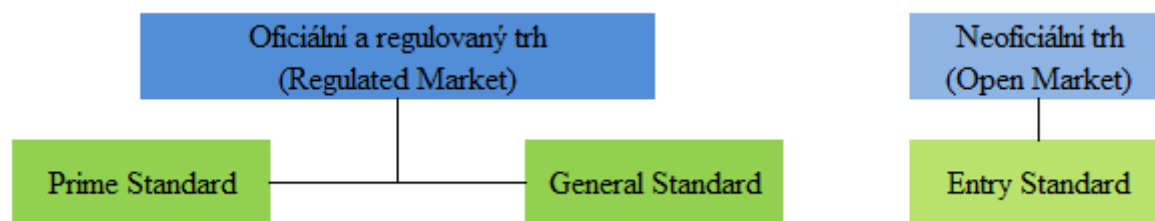
2.2.2 Struktura Frankfurter Wertpapier Börse

Frankfurtská burza má nepopiratelnou vůdčí pozici mezi německými burzami. Poskytuje investorům, finančním institucím a společnostem přístup na mezinárodní trhy kapitálu. FWB má přes 500 účastníků, kterými jsou především banky, jak je uvedeno na webových stránkách *Deutsche Börse*.

Tržní prostor burzy je rozdělen podobně jako na BCPP. Oficiální a regulovaný trh a neregulovaný trh pojímají 3 tržní segmenty – Prime Standard, General Standard a Entry Standard, viz Schéma 2.2. Prime Standard představuje trh regulovaný nejen legislativními pravidly Evropské unie (dále také EU), ale také přísnými interními pravidly burzy. Obchodují se zde pouze nejvyšší kvalita cenné papíry a vysokou tržní kapitalizací, které splňují podmínky informační transparentnosti. Cenné papíry kotované v General Standard segmentu jsou regulovány pouze platnou legislativou, požadavky transparentnosti jsou minimální. Neoficiální regulovaný segment, Entry Standard, by měl napomáhat malým a středním

firmám v přístupu na kapitálový trh, jak je uvedeno na webových stránkách *Frankfurter Wertpapier Börse*.

Schéma 2.2 Struktura trhů Frankfurter Wertpapier Börse



Zdroj: Zpracováno na základě dat z www.boerse-frankfurt.de

Jedním z důvodů evropského i světového významu FWB je také technologický rozvoj. Již v 70. letech zaváděla elektronizaci dat, na plně elektronické obchodování pak přešla v 1997 díky systému XETRA. Přesto je i dnes provozován tzv. Floor Trading, tedy tradiční fyzické „parketové“ obchodování. Klasické obchodování probíhá na burze od 9 hodin do půl šesté, u některých produktů od 8:00 do 20:00.

V roce 2011 zahájila DB, jako majoritní vlastník frankfurtské burzy, jednání o sloučení s NYSE Euronext. Tímto aktem měla vzniknout největší burza světa. Kvůli obraně konkurenceschopnosti však byla tato fúze zablokována rozhodnutím Evropské unie.

2.2.3 Indexy Frankfurter Wertpapier Börse

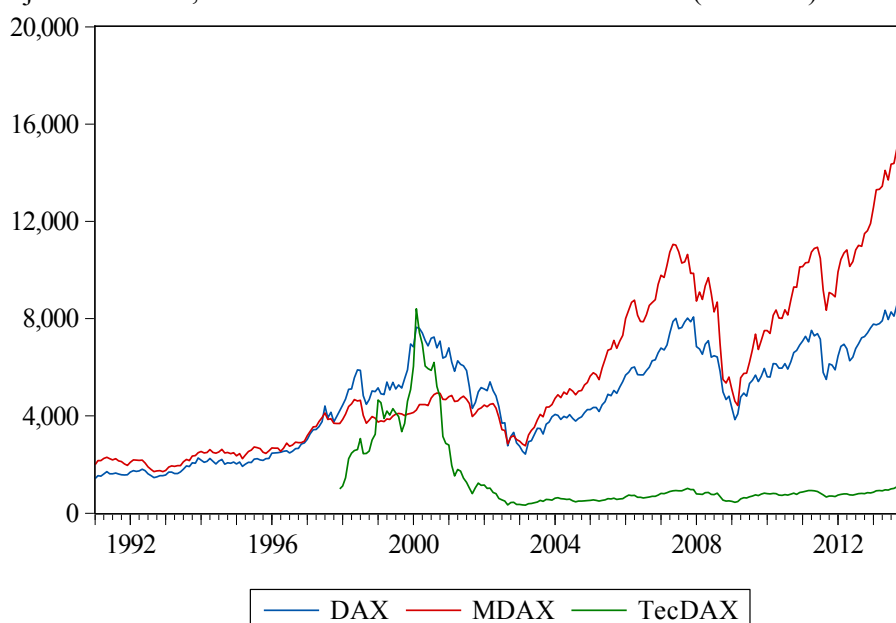
Německou burzu reprezentuje velké množství indexů, nejen akciových ale také komoditních, dluhopisových, realitních apod. Avšak nejdůležitějším a nejznámějším indikátorem vývoje je DAX, hlavní akciový index burzy. Mezi další významné pak patří například MDAX, SDAX, TecDAX, HDAX, ÖkoDAX, Prime All Share, a jiné – jak výběrové, tak indexy s širokou bází. Vývoj indexů DAX, MDAX a TecDAX v letech 2004 - 2014 znázorňuje Graf 2.3. Z grafu je zřejmé, že index TecDAX se vyvíjí poněkud odlišně od DAX a MDAX. Důvodem je pravděpodobně jeho odlišný charakter. Zatímco u DAX a MDAX je mezi lety 2004 a 2009 zřejmý vliv finanční krize, u indexu TecDAX je patrný vliv tzv. Dotcom Bubble, technologické bubliny okolo roku 2000.

Pro účely modelování vlivu makroekonomických veličin na akciové indexy byl zvolen referenční index německé burzy DAX. Jedná se o blue-chips index, jehož výchozí hodnota byla 1000 bodů. Zahrnuje 30 největších emisí podle tržní kapitalizace a likvidity – mezi ty nejvýznamnější patří například oděvní magnát Adidas, pojišťovna Allianz, farmaceutická

firma Bayer, automobilky BMW, Volkswagen a Daimler, letecká společnost Lufthansa, energetické koncern RWE nebo technologické společnosti SAP a Siemens. Báze indexu se mění jednou ročně, v září.

Dalšími výběrovými indexy burzy jsou MDAX, reprezentující 50 největších společností, které se nedostanou do báze DAX (SDAX pak reprezentuje dalších 50 podniků, které se nevejdou do báze MDAX). Dále zde patří TecDAX, který reprezentuje 30 největších společností podnikajících na poli technologie a kompoziční index výběrových indikátorů HDAX (slučuje DAX, MDAX a TecDAX – celkově na 110 emisí).

Graf 2.3 Vývoj indexů DAX, MDAX a TecDAX v letech 2004 – 2014 (v bodech)



Zdroj: Zpracováno na základě dat z www.boerse-frankfurt.de

Mezi indexy s širokouází pak patří plošné indikátory jednotlivých tržních segmentů burzy, a to Prime All Share, General All Share a Entry All Share a index CDAX, který zaznamenává vývoj domácích emisí kotovaných na trzích Prime Standard a General Standard.

2.3 Srovnání vybraných trhů cenných papírů

Akciové trhy České republiky a Německa nejsou rozdílné pouze z hlediska své historie a odlišnosti vývoje, ale také z hlediska své velikosti, likvidity, objemu obchodů a pozice ve finančním systému země. Akciové trhy obou zemí jsou srovnány podle několika kritérií, a to kromě základních geografických a ekonomických kritérií také podle ukazatelů akciového trhu.

Srovnání vnějších vlivů na akciový trh je znázorněno několika ukazateli v tabulce Tab. 1.1. Mezi tyto vlivy jsou řazeny především rozloha a počet obyvatel, velikost hrubého domácího produktu, HDP na obyvatele a míra investic.

Tab. 1.1 Srovnání trhů ČR a SRN, data pro rok 2013

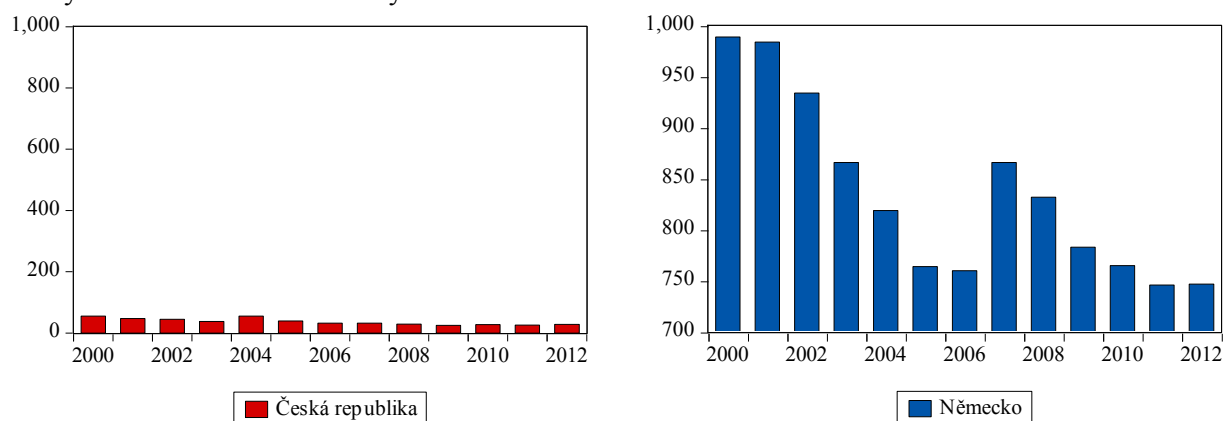
	Česká republika	Německo
Rozloha	78 867 km ²	357 168 km ²
Počet obyvatel	10 512 419	80 219 695
Hrubý domácí produkt	\$ 291 959 mil.	\$ 3 504 120 mil.
HDP na obyvatele	\$ 27 772	\$ 42 682
Míra investic	-1,20%	6,40%

Zdroj: Zpracováno na základě dat dle stats.oecd.org

Jak je zřejmé z tabulky Tab. 1.1, je Německo zhruba čtyřiapůlkrát větší rozlohou a osmkrát větším počtem obyvatel než Česká republika. Je přirozené, že trh většího objemu, bude dosahovat i vyšší úrovně kapitalizace. K velikosti jednotlivých zemí se dále váže také velikost HDP, tedy hrubého domácího produktu. V absolutních hodnotách je německý produkt asi 1 000 krát větší než český, také v poměru na jednoho obyvatele, kde je zohledněna velikost jednotlivých zemí, však Německo dosahuje lepších výsledků. Posledním ukazatelem je míra investic, kterou *OECD* uvádí jako míru investic do dlouhodobých aktiv. Jak je uvedeno v tabulce, v České republice má míra investic klesající tendenci, v Německu naopak roste. Celkový rozdíl mezi oběma zeměmi je přibližně sedm procentních bodů.

Další kritéria srovnání se dají popsat jako ukazatele akciového trhu. Jsou rozdělena do čtyř kategorií: počet kotovaných emisí, tržní kapitalizace, objem obchodování a turnover ratio, která jsou znázorněna grafy Graf 2.4 – 2.7, v tomto pořadí. Porovnávají jak velikost, tak rozvinutost trhu s akciemi.

Grafy 2.4a a 2.4b Počet kotovaných emisí v letech 2000 – 2012

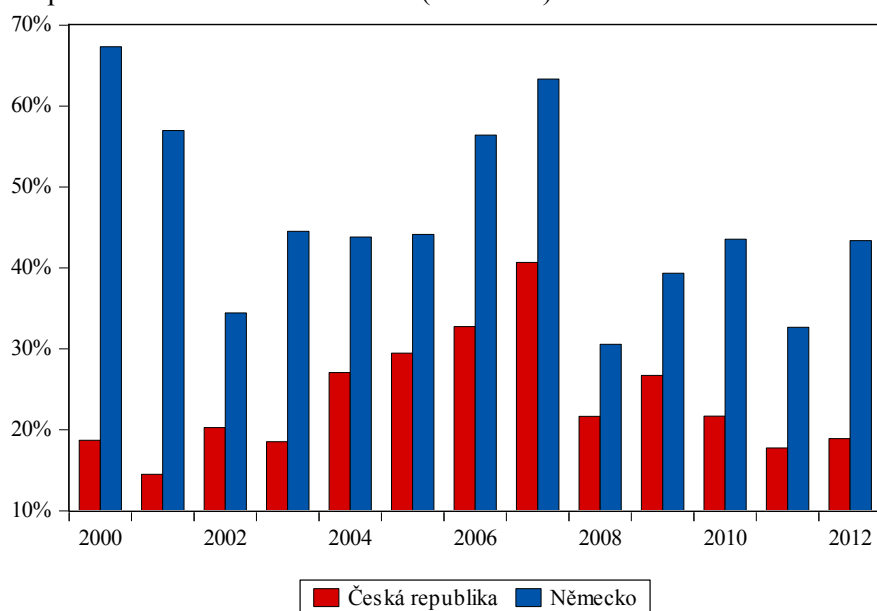


Zdroj: Zpracováno na základě dat dle databank.worldbank.org

Základním ukazatelem velikosti akciového trhu je počet společností kotovaných na burzách jednotlivých zemí. Z Grafu 2.4 je patrné, že počet emisí na německé burze je řádově třicetkrát vyšší než na české burze. Odlišná velikost může být způsobena jak geografickými vlivy (rozloha, počet obyvatel, počet společností, atd.), tak stupněm rozvoje trhu.

Dalším ukazatelem je tržní kapitalizace burzy. Je vyjádřením součinu počtu všech vydaných akcií a aktuální ceny akcií na burze. Srovnání tržní kapacity v absolutních hodnotách však nemá u zemí různé velikosti význam. Pro mezinárodní porovnání a postihu významu akciového trhu v příslušné ekonomice je lepší relativní srovnání tržní kapitalizace v procentech hrubého domácího produktu, které je uvedeno v Grafu 2.5.

Graf 2.5 Tržní kapitalizace v letech 2000 – 2012 (v % HDP)

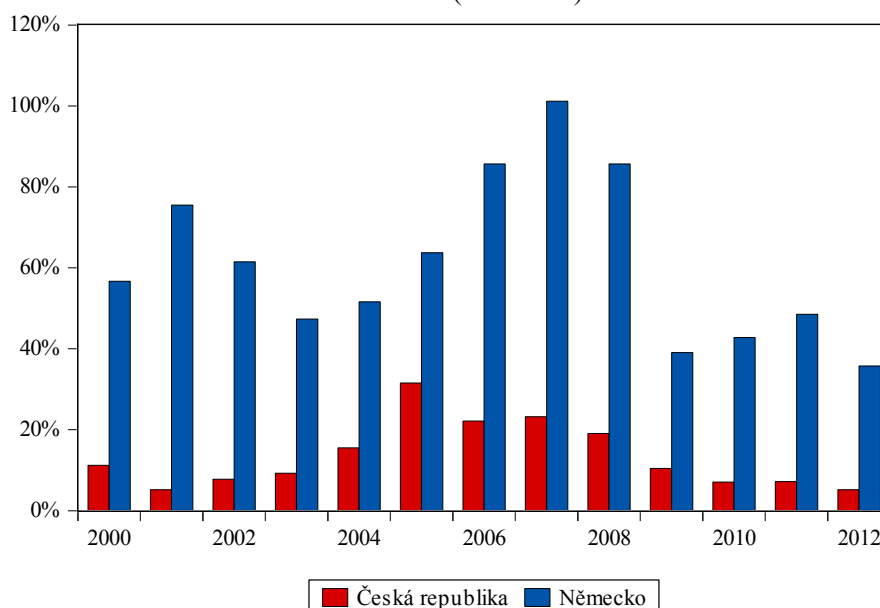


Zdroj: Zpracováno na základě dat dle databank.worldbank.org

Z Grafu 2.5 vyplývá, že relativně je tržní kapitalizace v procentech hrubého domácího produktu v Německu vyšší než v České republice. Průměrná absolutní měsíční tržní kapitalizace pražské burzy, počítaná za období posledních pěti let, dosahuje hodnoty 28 500 milionů euro. Naproti tomu se stejná úroveň tržní kapitalizace německého trhu s akciemi pohybuje okolo 1 028 200 milionů euro, je tedy daleko vyšší. Tedy vyšší objem burzy není způsoben pouze vnějšími faktory. Jsou zde patrné i endogenní faktory, kam lze řadit například stupeň rozvoje burzy. Lze tedy říci, že německý akciový trh je větší, financování společností zde probíhá spíše na bázi emise akcií, kdežto český trh bude spíše zaměřen na financování pomocí bankovního systému.

Stejný poměr lze pozorovat i u objemu obchodování na akciovém trhu. Stejně jako u tržní kapitalizace a počtu emisí demonstrují absolutní čísla odlišnou velikost těchto akciových trhů. Průměrný měsíční objem obchodování za posledních pět let dosáhl na pražské burze 744 milionů euro, na německé 71 753 milionů euro, tedy přibližně desetinásobku. Relativní srovnání objemu obchodů v procentech hrubého domácího produktu je uvedeno v Grafu 2.6. Jak je zřejmé, nejen v absolutním objemu, ale i poměrově je německý akciový trh větší než český. Zatímco německý trh dosahuje v posledních letech alespoň 40% podílu hrubého domácího produktu, česká burza objemem obchodování nedosáhne ani 20 % HDP země.

Graf 2.6 Objem obchodování v letech 2000 – 2012 (v % HDP)

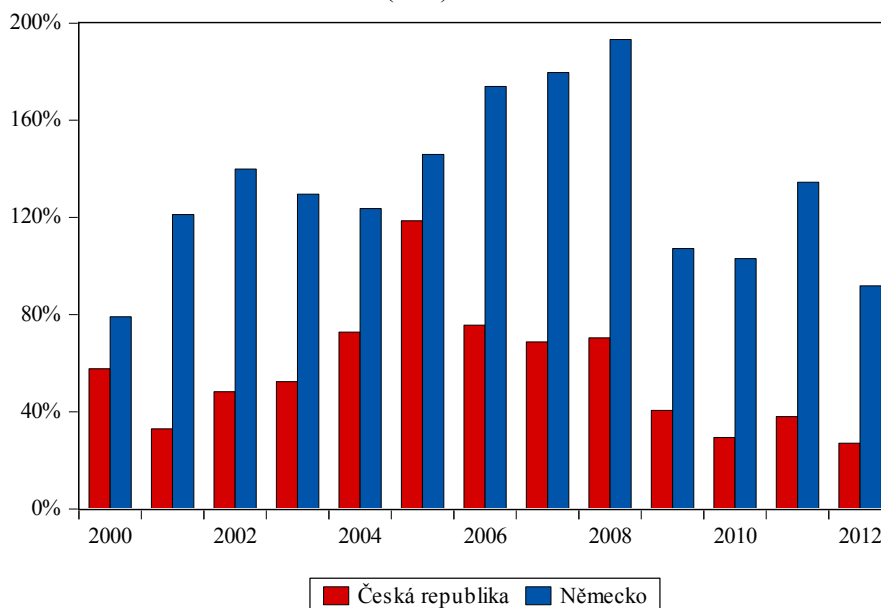


Zdroj: Zpracováno na základě dat dle databank.worldbank.org

Posledním indikátorem akciového trhu je tzv. share turnover ratio, ukazatel obratu akciového trhu. Share turnover ratio představuje poměr průměrného objemu obchodování a průměrné tržní kapitalizace za dané období, v tomto případě za rok. Obrat akciových trhů obou zemí v letech 2000 - 2012 uvádí tabulka Tab. 2.7.

Podle ukazatel obratu akciové trhy České republiky a Německa nevykazují významný rozdíl. Jak vyplývá z tabulky Tab. 2.7 byl v letech 2000 a 2005 obrat trhu SRN zhruba jen o dvacet procentních bodů vyšší. Tato situace však byla spíše výjimečná. Ve zmíněných letech český trh dosahoval nadměrně vysokého objemu obchodování vzhledem k tržní kapitalizaci. Průměrně je turnover ratio německého trhu více než dvakrát větší než u trhu českého.

Graf 2.7 Turnover ratio v letech 2000 – 2012 (v %)



Zdroj: Zpracováno na základě dat dle databank.worldbank.org

Z výše uvedených srovnání je zřejmé, že akciové trhy České republiky a Německa vykazují některé odlišné charakteristiky. Německý trh reprezentovaný frankfurtskou burzou je mnohem starší a má větší mezinárodní význam. Historie burzovnictví na území ČR nemá tak dlouho tradici, navíc burza je málo mezinárodně angažována. Německý akciový trh je nejen absolutně, ale také relativně větší.

3 Multifaktorové rovnovážné modely výnosu a rizika

Následující kapitola obsahuje teoretické podklady pro provedení praktického zadání celé práce a je rozdělena na dvě podkapitoly. První se zabývá teorií portfolia a kapitálového trhu, vymezením základních pojmů a použitého multifaktorového modelu. Další část druhé kapitoly je zaměřena na využití kointegrační analýzy a modelu korekce chyb.

Podklady k vypracování první podkapitoly byly získány především z publikací *Musílek (2011)*, *Veselá (2003)*, *Veselá (2011)* a *Chen, Roll, Ross (1986)* a druhé podkapitoly z publikací *Arlt, Arltová (2009)*, *Brooks (2008)*, *Cipra (2008)*, *Hančlová (2012)*, *Hušek (2009)* a *Mills, Markellos (2008)* uvedených v seznamu použité literatury na konci práce.

3.1 Teorie portfolia a kapitálového trhu

Teorie portfolia a kapitálového trhu je základem pro vysvětlení předpokladů modelu arbitrážního oceňování. Jak uvádí *Veselá (2011)*, záleží rozhodování každého investora na třech kritériích. Každý jedinec se snaží optimalizovat poměr mezi rizikem, výnosem a likviditou svých investic.

Základ Markowitzovy teorie portfolia představuje vyvážený vztah mezi výnosem a rizikem. Hlavní myšlenkou je diverzifikace, tedy rozložení investic do více nástrojů. Výnos a riziko celého portfolia byly v tomto případě poprvé vyjádřeny jako kombinace výnosů a rizik jednotlivých investičních instrumentů, přičemž riziko portfolia je závislé na míře korelace výnosů jednotlivých složek tohoto portfolia.

Markowitz formuloval předpoklady pro platnost své teorie, jak je uvádí *Musílek (2011)*, o existenci perfektních kapitálových trhů, na kterých se pohybují investoři averzní k riziku. Investoři se rozhodují podle očekávaných užitků svých portfolií a riziko měří pomocí směrodatných odchylek.

3.1.1 Očekávaná výnosová míra a riziko

Kvantifikace parametrů výnosu a rizika je důležitá pro vyvážení zamýšleného portfolia. Očekávanou výnosovou míru portfolia lze pak určit jako průměr výnosových měr jednotlivých aktiv v portfoliu, vážených jejich podílem, jak uvádí *Musílek (2011)*. Matematicky tento vztah vyjadřuje následující rovnice (3.1):

$$E(r_P) = \sum_{i=1}^n X_i \cdot E(r_i), \quad (3.1)$$

kde je očekávaných výnos portfolia vyjádřen jako $E(r_P)$, podíl i-tého aktiva v portfoliu jako X_i a očekávaná výnosová míra i-tého aktiva jako $E(r_i)$.

Naopak riziko portfolia nelze určit jako průměr rizik jednotlivých instrumentů, protože je ovlivňováno korelací výnosových měr jednotlivých aktiv. Za předpokladu, že portfolio obsahuje pouze dva investiční nástroje, lze riziko vyjádřit jako směrodatnou odchylku dle rovnice (3.2) následovně:

$$\sigma_P = \sqrt{X_1^2 \cdot \sigma_1^2 + X_2^2 \cdot \sigma_2^2 + 2 \cdot X_1 \cdot X_2 \cdot r_{12} \cdot \sigma_1 \cdot \sigma_2}, \quad (3.2)$$

kde σ_P představuje riziko portfolia, X_1 a X_2 podíl prvního a druhého instrumentu v portfoliu, σ_1^2 a σ_2^2 rozptyl prognózovaných výnosových měr prvního a druhého instrumentu v portfoliu, r_{12} korelační koeficient prvního a druhého instrumentu v portfoliu a σ_1 a σ_2 směrodatnou odchylku prvního a druhého instrumentu v portfoliu.

Korelační koeficient potřebný k výpočtu rovnice (3.2) lze definovat pomocí matematického vztahu vyjádřeného rovnicí (3.3):

$$r_{12} = \frac{cov_{12}}{\sigma_1 \cdot \sigma_2}, \quad (3.3)$$

kde cov_{12} vyjadřuje kovarianci prvního a druhého instrumentu v portfoliu.

Kovarianci prvního a druhého instrumentu v portfoliu potřebnou k výpočtu rovnice (3.3) lze definovat pomocí matematického vztahu vyjádřeného rovnicí (3.4):

$$cov_{12} = \sum_{i=1}^n [r_{i1} - E(r_1)] \cdot [r_{i2} - E(r_2)] \cdot P_i, \quad (3.4)$$

kde r_{i1} a r_{i2} představují prognózované jednotlivé výnosové míry prvního a druhého instrumentu v portfoliu, $E(r_1)$ a $E(r_2)$ průměrné očekávané výnosové míry prvního a druhého instrumentu v portfoliu a P_i pravděpodobnost výskytu jednotlivých prognózovaných výnosových měr.

Pro množinu různých portfolií s vyváženou mírou rizika a výnosu lze následně sestavit efektivní hranici a optimální portfolio. Na efektivní hranici leží ta portfolia, která kombinují při dané úrovni rizika nejvyšší výnos, případně při dané úrovni výnosu nejnižší riziko.

Optimální portfolio je pak to, které se dotýká nejvyšší indifferenční křivky investora s určitým vztahem k riziku.

Východiskem zjednodušení a aplikace Markowitzovy teorie je Sharpeho jednoduchý indexní model. Tento model měl řešit technické problémy s výpočty v Markowitzově teorii. Vztah výnosových měr jednotlivých investic zde není vázán na ostatní investice, ale na tržní index, jak tvrdí *Musílek (2011)*.

Matematické vyjádření jednoduchého indexního modelu uvádí rovnice (3.5):

$$R_i = A_i + \beta_i \cdot R_M + e_i, \quad (3.5)$$

kde R_i představuje výnosovou míru i-té investice, A_i je konstantní výnosová míra i-té investice, která není ovlivňována tržním výnosem, β_i je citlivost výnosové míry i-tého aktiva na výnosovou míru tržního indexu, R_M představuje výnosovou míru tržního indexu a e_i je reziduální chyba.

Zjednodušení přinesl hlavně výpočet korelačních koeficientů jednotlivých aktiv v portfoliu. Využívají se citlivosti výnosových měr jednotlivých investic k tržnímu indexu, jejich směrodatné odchylky a rozptyl výnosové míry tržního indexu.

Jak dále zdůrazňuje *Musílek (2011)*, jednoduchý indexní model Williama Sharpeho je založen na předpokladu, že tržní index se nevyvíjí ve vztahu k reziduální chybě, tedy vztah jednotlivých výnosových měr je ovlivněn pouze tržním indexem. Protože byl tento předpoklad později zpochybněn, byl vytvořen alternativní, multi-indexní model, který bere v potaz i vývoj netržních faktorů. Tento model lze vyjádřit pomocí rovnice (3.6):

$$R_i = A_i + \beta_i \cdot R_M + c_i \cdot NF + e_i, \quad (3.6)$$

kde navíc c_i představuje citlivost výnosové míry i-tého aktiva na výnosovou míru, která je vytvářena netržními faktory a NF pak tuto netržními faktory vytvářenou výnosovou míru. Mezi netržní faktory jsou pak řazeny vlivy, jako je změna míry inflace, míry nezaměstnanosti, průmyslové produkce, vývoje zahraničního obchodu, úrokových sazeb a jiných veličin.

3.1.2 Základy teorie kapitálového trhu

Teorie kapitálového trhu navazuje na základní předpoklady stanovené Markowitzovou teorií a především vysvětluje podstatu oceňování kapitálových aktiv. *Musílek (2011, s. 311)* uvádí podmínky, na kterých je tato teorie založena:

- „Investoři diverzifikují své portfolio podle modelu Markowitze, přičemž konstruují toto portfolio tak, aby se nacházelo na efektivní hranici se zohledněním výnosově-rizikových preferencí.“
- „Všichni investoři mají stejný investiční horizont.“
- „Všichni investoři si mohou vypůjčit nebo zapůjčit za bezrizikovou sazbu.“
- „Neexistují žádné transakční náklady.“
- „Neexistují daně z příjmu. Investor je neutrální k formě, ve které obdrží výnosovou míru z investice.“
- „Všechna aktiva jsou nekonečně dělitelná. Investoři mohou zaujmout jakoukoli pozici při investování bez ohledu na velikost svého bohatství.“
- „Investoři mají homogenní očekávání.“
- „Neexistuje inflace.“
- „Jednotlivec sám nemůže ovlivnit ceny investičních instrumentů.“
- „Kapitálový trh je efektivní.“

Tyto podmínky jsou následně platné i pro modely založené na teorii kapitálového trhu, jak je uvádí také *Veselá (2003)*. Podle předpokladů existuje instrument, který má při nulovém riziku určitý výnos (nulový rozptyl výnosů daného aktiva). Jedná se o bezrizikový nástroj, který mohou v praxi představovat státní pokladniční poukázky.

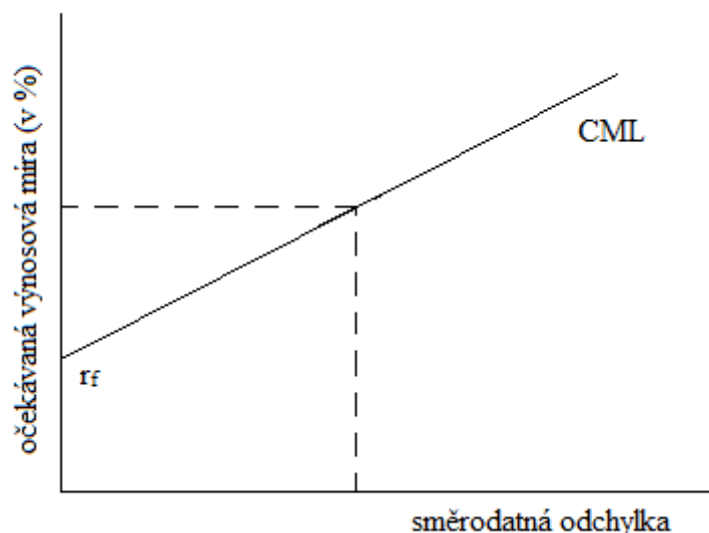
Za předpokladu existence bezrizikového aktiva je nutné definovat tzv. zápůjční a výpůjční portfolia, stejně jako portfolio tržní, která se vyskytují na efektivní linii. První zmíněná představují kombinace investice do bezrizikových aktiv, tedy zápůjčky státu a současně do rizikových aktiv. Výpůjční portfolia pak představují kombinaci výnosu a rizika, pokud si investor jistý objem finančních prostředků právě za bezrizikovou sazbu vypůjčí. Kombinace představující tržní portfolio je pak investicí pouze do rizikových aktiv.

Existencí bezrizikové investice se mění i efektivní hranice, na které leží portfolia s vyváženým poměrem výnos – riziko. Touto linií je tzv. přímka kapitálového trhu (Capital Market Line, neboli CML). Matematicky lze CML vyjádřit podle rovnice (3.7):

$$E(r_P) = r_f + \frac{E(r_m) - r_f}{\sigma_m} \cdot \sigma_P, \quad (3.7)$$

kde $E(r_P)$ představuje očekávanou míru výnosnosti portfolia, r_f je bezriziková výnosová míra, $E(r_m)$ je očekávaná výnosová míra z tržního portfolia, σ_P a σ_m představují směrodatné odchylky portfolia a tržního portfolia, v tomto pořadí. Přímku CML ilustruje Schéma 3.1.

Schéma 3.1 Přímka kapitálového trhu



Zdroj: Zpracováno na základě Musílek (2011, s. 314)

Jak dále uvádí *Musílek (2011)*, je přímka CML využitelná pro výběr efektivního portfolia se stanovenou mírou výnosu a rizika. Pro ocenění jednotlivých investic na úrovni očekávaného výnosu a rizika se pak používají modely ocenění CAPM nebo APT.

3.1.3 Model oceňování kapitálových aktiv

Podle modelu oceňování kapitálových aktiv (Capital Asset Pricing Model, CAPM) je relevantním rizikem pro ocenění cenných papírů pouze systematické riziko, jedinečné riziko lze vyloučit diverzifikací. Systematickým rizikem je zde myšleno riziko, které vyplývá z ekonomiky státu a vývoje makroekonomických veličin, jak uvádí *Musílek (2011)*. Naopak za jedinečné riziko je považována odchylka od předpokládaného vývoje způsobená chováním jednotlivců.

Základní myšlenku CAPM pak lze matematicky znázornit pomocí rovnice přímky cenných papírů, neboli Security Market Line (SML), (3.8):

$$E(r_i) = r_f + \beta_i \cdot [E(r_m) - r_f], \quad (3.8)$$

kde $E(r_i)$ představuje očekávanou výnosovou míru i-tého aktiva, r_f bezrizikovou sazbu, $E(r_m)$ očekávanou výnosovou míru tržního portfolia a β_i citlivost i-té investice na změnu výnosové míry tržního portfolia.

Beta faktor nutný k vyjádření rovnice SML se pak dá popsat pomocí rovnice (3.9) následovně:

$$\beta_i = \frac{cov_{im}}{\sigma_m^2}, \quad (3.9)$$

kde cov_{im} představuje kovarianci mezi výnosovou mírou i-tého aktiva a tržního portfolia a σ_m^2 je pak rozptyl výnosové míry tržního portfolia. Pokud je $\beta_i < 0$, reagují vývoj výnosové míry i-tého aktiva a tržního portfolia obráceně, pokud je $0 < \beta_i < 1$, tak se vyvíjejí stejným směrem. Za předpokladu, že se $\beta_i = 1$, reagují identicky. Beta faktor může dosahovat i hodnot větších jak jedna, pak výnosová míra i-tého aktiva roste rychleji než výnosová míra tržního portfolia.

Předpoklady modelu, jak je uvádí *Veselá (2003, s. 103)* se ve všech bodech shodují s předpoklady teorie kapitálového trhu podle *Musílka (2011)*. Model CAPM má i jisté shodné vlastnosti s alternativním modelem oceňování a to teorií arbitrážního oceňování.

3.1.4 Arbitrážní teorie oceňování

Model APT neboli arbitrážní cenová teorie (Arbitrage Pricing Theory) je jedno nebo více faktorový model, který se používá pro vyjádření výnosu aktiva jako funkce vysvětlujících faktorů. Tento předpoklad stanovuje úroveň rizika, určenou rizikovou prémie jednotlivých faktorů, které na výnos působí. Pro tento model je typický lineární vztah mezi výnosem a rizikem, stejně jako pro model CAPM. Na rozdíl od modelu oceňování kapitálových aktiv zde není přihlíženo k preferencím investorů, ale základem je zákon jedné ceny, „*dva perfektní investiční substituty se musí prodávat ve stejném okamžiku za stejnou cenu*“, *Musílek (2011, s. 326)*.

Aplikací multifaktorového modelu zohledňujícího změny makroekonomických proměnných se zabývají také *Chen, Roll, Ross (1986)*. Model zachycující působení jednotlivých faktorů by pak bylo možné matematicky zapsat následující rovnicí (3.10),

$$E(r_i) = a + b_{i1}F_{1t} + b_{i2}F_{2t} + \dots + b_{iN}F_{Nt} + e_{it}, \quad (3.10)$$

kde $E(r_i)$ je očekávaný výnos aktiva i , a je konstanta, b_{iN} je citlivost výnosové míry aktiva i na jednotlivé rizikové faktory v čase, F_{iN} je riziková prémie plynoucí z působení jednotlivých uvažovaných faktorů na aktivum i v čase t a e_{it} je náhodná chyba v období t .

Model APT je pokládán za alternativu CAPM, je založen na některých předpokladech tohoto modelu. Arbitrážní cenová teorie byla vytvořena Stevem Rossem po kritice CAPM v 70. letech 20. století. Předpoklady, které model definují, lze podle *Veselé (2003, s. 122)* vyjádřit následujícími podmínkami. Investoři jsou rizikově averzní, mají stejná očekávání a vyžadují stejný investiční horizont. Je možné si vypůjčit a zapůjčit za bezrizikovou sazbu. Investoři se o svém portfoliu rozhodují na základě průměrného výnosu a rozptylu. Výnos je determinován faktory, které lze kvantifikovat. Model je zjednodušením reality, proto předpokládá pozitivní lineární vztah mezi výnosem a rizikem. Dále nepředpokládá zdanění ani transakční náklady. Trhy jsou informačně efektivní. Platí zákon jedné ceny, neexistuje možnost arbitráže.

K výše uvedeným předpokladům *Musílek (2011)* ještě dodává, že krátké prodeje musejí být neomezené a na trhu existuje dostatečný počet investičních nástrojů jako možnost diverzifikace rizika. Jak je zřejmé, modely nelze považovat za převedení ekonomické reality do matematické roviny. Existuje zde mnoho zjednodušujících, případně omezujících faktorů, které je nutné zahrnout do konstrukce ekonometrického modelu.

Stejně jako CAPM má i APT své nedostatky. Problémy spojené s jeho použitím spočívají především v kolísavosti koeficientů citlivosti na jednotlivé faktory, složitosti stanovení rizikové prémie jednotlivých faktorů a v neposlední řadě v proměnlivosti druhu a počtu použitých faktorů, které se mění v závislosti na velikosti a struktuře trhu, časovém horizontu, apod., jak shodně uvádějí *Musílek (2011)* a *Veselá (2011)*.

Podle *Veselé (2011)* je počet faktorů vysvětlujících výnos aktiva vždy relativně vyšší než jedna. Ovšem vhodný model, který by zachycoval pouze relevantní proměnné, ještě nebyl definován. *Chen, Roll, Ross (1986)* ve své empirické studii stanovili pět faktorů, které podle jejich mínění systematicky působí na vývoj výnosy akciových trhů. Tyto veličiny byly specifikovány jako rozdíl mezi krátkodobými a dlouhodobými úrokovými sazbami, očekávaná a neočekávaná inflace, růst míry průmyslové produkce a rozdíl ve výnosech kvalitních a nekvalitních dluhopisů.

3.2 Kointegrační analýza a její aplikace

Aby bylo možné uvést do praxe multifaktorový model teorie arbitrážního oceňování popsany v předchozí části třetí kapitoly, je nutné zavést předpoklady modelování na základě poznatků matematiky, statistiky a ekonometrie.

Pro časové řady makroekonomických veličin je typické, že jsou nestacionární (vykazují integraci stejného řádu) a většinou se vyvíjejí trendově – ani střední hodnota, ani variabilita tak nebývá v čase konstantní. Podle moderních přístupů je možné časové řady modelovat i v případě, že nejsou stacionární. Příkladem je kointegrační analýza, která zjišťuje jak krátkodobé, tak dlouhodobé vztahy mezi nestacionárními časovými řadami, jak uvádí *Arlt, Arltová (2009)*.

3.2.1 Nestacionární časové řady

Rozdíl v chování stacionárních a nestacionárních časových řad stejného řádu je zásadní. Proto je nutné rozpoznat charakter řad jednotlivých proměnných a přizpůsobit tak přístup k jejich modelování. Stacionární časovou řadu lze definovat jako soubor se střední hodnotou a variabilitou konstantní v čase a kovariancí dvou období závislou pouze na vzdálenosti v čase.

Nestacionarita časové řady může silně ovlivnit chování a vlastnosti daného souboru dat. Pokud dojde k tzv. „šoku“, podle *Brookse (2008)*, stacionární časová řada se po čase vyrovná. Nestacionární časová řada však nese známky šoku i v dalších časových úsecích. Šokem je zde myšlena změna nebo náhlá změna vlastností proměnné, případně chyba měření, apod.

Modelování nestacionárních řad klasickými metodami vede také často k fenoménu tzv. zdánlivé regrese. Pokud jsou pomocí regresní analýzy modelovány dvě nezávislé stacionární časové řady a jejich koeficient determinace je nízký, dá se předpokládat, že vývoj těchto řad na sobě není závislý. Na druhou stranu, pokud jsou takto modelovány nestacionární časové řady, mohou vykazovat vysoký koeficient determinace, i když se vyvíjejí na sobě absolutně nezávisle. Takto získané výsledky nemají žádnou vypovídací hodnotu o chování časových řad a nelze je použít k vytvoření modelu.

Nestacionární časové řady vykazují také problémy při testování statistické významnosti proměnných i celého regresního modelu. Předpoklady testování u takových řad nebudou platné, protože statistiky t a F nebudou splňovat podmínky t rozdělení a F rozdělení.

Jak dále shodně uvádějí *Cipra (2008)* a *Brooks (2008)* mají nestacionární časové řady dvě možné podoby. Typ deterministické nestacionarity, kterou může způsobovat deterministický trend, lze matematicky zapsat pomocí rovnice modelu (3.11) následovně:

$$y_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon_t, \quad (3.11)$$

kde y_t představuje vývoj proměnné v čase t , α a β jsou parametry a ε_t je bílý šum. Pro stacionarizaci řady je potřeba odstranit trend.

Druhý typ, tzv. stochastické nestacionarity, lze modelovat pomocí tzv. náhodné procházky s driftem nebo jednoduše stacionarizovat pomocí přepočtu na první difference. Stochastickou nestacionaritu lze vyjádřit modelem, který matematicky uvádí rovnice (3.12),

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.12)$$

kde y_t představuje vývoj proměnné v čase t , y_{t-1} představuje vývoj proměnné v čase $t-1$, α je parametr a ε_t je bílý šum.

Jednotlivé typy nestacionárních časových řad stejného řádu se liší způsobem stacionarizace. V této práci jsou dále analyzována pouze původní časové řady, které musejí být pro účely provedení kointegrační analýzy nestacionární. Proto nebude tato problematika dále řešena.

3.2.2 Testování jednotkového kořene

Většina časových řad makroekonomických nebo finančních proměnných je nestacionární nebo jsou integrované stejného řádu $I(1)$. Jako integrovaná řádu jedna je časová řada označena, pokud jsou její změny stacionární (první difference). Z toho důvodu musí každé empirické analýze pracující s makroekonomickými nebo finančními daty předcházet testy jednotkového kořene, jak uvádí *Cipra (2008)*. Testy na jednotkový kořen jsou statistické testy, které jsou vyhodnocovány na určené hladině významnosti, nejčastěji se používá 1%, 5% nebo 10% hladina.

Mezi specifické testy, které lze použít, patří Dickey-Fuller test, rozšířený Dickey-Fuller test, Phillips-Perron test nebo Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test, pojmenovány podle svých autorů. Často jsou označovány zkratkami, a to ve stejném pořadí DF test, ADF test, PP test a KPSS test. Pro testování stacionarity časových řad v této práci jsou použity rozšířený Dickey-Fuller test (ADF test) a Phillips-Perron test (PP test).

a) Rozšířený Dickey-Fuller test

Základem pro rozšířený Dickeyho-Fullerův test je původní test stacionarity časových řad, který byl vyvinut v 70. letech 20. století. Byly navrženy tři varianty testování podobného t-testu, který ovšem používá jiné rozdělení pravděpodobnosti než DF, potažmo ADF test. Tyto varianty zahrnují jednu s nulovou konstantou i trendem, další s nenulovou konstantou a poslední obsahující jak nenulovou konstantu, tak trend. Jednotlivé možnosti mají při testování stejnou nulovou hypotézu, viz rovnice (3.13), alternativní hypotézy se liší, lze je však obecně zapsat pomocí následující rovnice (3.14),

$$H_0: \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pro } \psi = 0, \quad (3.13)$$

$$H_1: \Delta y_t = \alpha + \beta \cdot t + \psi y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pro } \psi < 0, \quad (3.14)$$

kde ψ představuje parametr a pro první a druhou variantu pouze platí, že $\alpha = \beta = 0$ nebo $\beta = 0$. Interpretaci hypotéz a tedy jejich následné potvrzení, či zamítnutí lze u tohoto testu také jednodušeji uvést jako (3.15) a (3.16):

$$H_0: \psi = 0, \quad (3.15)$$

H_0 : časová řada obsahuje jednotkový kořen,

$$H_1: \psi < 0, \quad (3.16)$$

H_1 : časová řada neobsahuje jednotkový kořen.

Pokud není možné zamítnout nulovou hypotézu u dat v úrovni, musí být nestacionarita časové řady potvrzena na své první diferenci, kdy by měla být nulová hypotéza bezpečně zamítnuta a potvrdit tak přítomnost jednotkového kořene u původní časové řady.

Testovací statistika se pak pro všechny tři varianty vypočítá stejně, podle následující rovnice (3.17),

$$DF_t = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})}, \quad (3.17)$$

která ovšem, jak již bylo řečeno, nesplňuje t-rozdělení, ale řídí se vlastním nestandardním rozdělením Dickeyho a Fullera. Kritické hodnoty uvádí různé prameny, například *Brooks (2008)*. Výpočetní programy, jako například E-views pak uvádí relevantní kritické hodnoty v tabulce vyhodnocení testu.

Nevýhodou DF testu je fakt, že jej lze použít pouze pro časové řady, kde reziduální složka představuje tzv. bílý šum. Pokud obsahují autokorelaci, je nutné použít rozšířený test, tedy ADF test, aby byla snížena pravděpodobnost zamítnutí platné nulové hypotézy.

U ADF testu je používána odlišná nulová hypotéza, kterou lze matematicky zapsat rovnicí (3.18),

$$H_0: \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \cdot \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pro } \psi = 0, \quad (3.18)$$

kdy stanovení alternativních hypotéz pro jednotlivé varianty zůstává stejné a testová statistika se vypočítá nově podle rovnice (3.19),

$$ADF_t = \frac{\hat{\phi}-1}{SE(\hat{\phi})}. \quad (3.19)$$

Některé výpočetní softwary (např. EViews) dále používají k přesnějšímu výběru platné hypotézy především u malých souborů ještě tzv. *p-statistiku*, která určí spolehlivost testu. Pokud *p-statistika* nedosahuje alespoň zvolené hladiny významnosti, je nulová hypotéza zamítnuta.

V případě, že není možné zamítnout nulovou hypotézu, je nutné nestacionaritu v úrovních ověřit pomocí testu stacionarity časové řady v první diferenci. Pokud jsou data v první diferenci již stacionární, tedy je zamítnuta nulová hypotéza o existenci jednotkového kořene, lze předpokládat, že původní časové řady jej obsahují a jsou nestacionární.

b) Phillips-Perron test

PP test představuje alternativní neparametrický test jednotkového kořene. Byl formulován o několik let později, než ADF test, přesněji v roce 1988. Jedná se o velmi podobný test, jako Dickey-Fuller, jak uvádějí *Cipra (2008)* i *Brooks (2008)*. Rozdíl mezi ADF a PP testem je v zohledňování autokorelace reziduí a heteroskedasticity, přičemž je korigována směrodatná odchylka ve jmenovateli původní DF testové statistiky, upravuje se pomocí Newey-Westova odhadu.

Stanovení hypotéz, včetně tří variant rovnic, je pro PP test stejné jako pro ADF. Hypotézy lze stanovit následujícími rovnicemi (3.20) a (3.21),

$$H_0: y_t \sim I(1), \quad (3.20)$$

$$H_1: y_t \sim I(0), \quad (3.21)$$

jak uvádí *Brooks (2008)*, kde lze nulovou hypotézu interpretovat tak, že časová řada má jednotkový kořen a alternativní hypotézu jako časová řada nemá jednotkový kořen, tedy je stacionární. Stejně jako u předchozího testu, pokud nelze zamítnout nulovou hypotézu, je nutné vykonat test diferencovaných hodnot, kde bude nebo nebude nulová hypotéza definitivně zamítnuta.

Upravená testová statistika PP testu má poměrně složitý výpočet, který lze matematicky zapsat vztahem (3.22),

$$PP_t = \frac{\hat{\phi} - 1}{SE(\phi)} \cdot \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T \cdot (f_0 - \gamma_0) \cdot (SE(\phi))}{2 \cdot f_0^{1/2} \cdot s}. \quad (3.22)$$

Phillips-Peron test používá stejně jako ADF test p-statistiky pro zpřesnění výběru hypotéz především u menších souborů. Nulová hypotéza tedy opět může být zamítnuta, pokud je zmíněná p-statistika menší, než zvolená hladina významnosti.

Nelze říct, že by jeden z těchto testů měl vyšší vypovídací schopnost, jejich spolehlivost je na stejné úrovni. V případě nejisté stacionarity lze kromě testů jednotkového kořene použít ještě testování samotné stacionarity, například pomocí KPSS testu, u něhož jsou hypotézy stanoveny opačným způsobem, tedy nulová hypotéza zní, časová řada je stacionární a alternativní hypotéza je k ní pak opačná. U tohoto postupu je eliminován problém „potvrzení“ nulové hypotézy. V této práci jsou však pro dostatečnou vypovídací schopnost

použity pouze ADF a PP testy. Pokud jsou časové řady integrovány stejného řádu, lze přistoupit k testování kointegračních vztahů mezi proměnnými.

3.2.3 Kointegrační analýza

Jak již bylo řečeno dříve, jsou ekonomické časové řady často nestacionární a vyžadují tak specifický přístup k jejich zkoumání. Kombinace nestacionárních řad může být sama nestacionární soustavou vyššího řádu, avšak lze takové řady také kombinovat tak, aby byl výsledek stacionární. Za předpokladu, že takový systém existuje, může být tento fakt popsán jako kointegrace a jeho lineární vyjádření jako kointegrační rovnice.

Kointegrace je popsána jako dlouhodobý stav rovnováhy mezi jednotlivými proměnnými. Jako kombinaci dvou časových řad, dvou proměnných, takový vztah popisuje rovnice (3.23), dle *Mills, Markellos (2008)*,

$$y_t = a \cdot x_t, \quad (3.23)$$

kde y_t je vysvětlovaná proměnná, x_t je vysvětlující proměnná a a představuje konstantu.

To, že se jednotlivé veličiny pohybují dlouhodobě v rovnovážném vztahu, neznamená, že jsou v rovnováze i v krátkém období. Avšak jak tvrdí *Cipra (2008)*, dlouhodobá nerovnováha by například u proměnných představujících tržní prostředí mohla vést k arbitrážním příležitostem.

Analýza kointegračních vztahů je často popisována pomocí modelu VAR. Tento fakt popisuje *Cipra (2008)* na příkladu dvourozměrného modelu VAR, jehož dvě časové řady jsou typu $I(1)$, ale jejich kombinace v modelu má pouze jeden jednotkový kořen, je stacionární, což znamená, že jsou kointegrované.

Testování kointegrace probíhá na základě testů, které stanoví počet kointegračních vztahů v daném modelu VAR. K potvrzení dojde v případě, že existuje alespoň jeden takový vztah. Mezi nejznámější testy patří např. Engle-Granger test (Engle, Granger 1987) nebo Johansenův test, který bude použit pro účely kointegrační analýzy v praktické části.

a) Johansenův test

Technika Johansenova testu je založena na odhadu tzv. kanonických korelací, které v modelu určují parciální závislost mezi m -rozměrnými vektory Δy_t a y_{t-1} při pevných

hodnotách vektorů $\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$, jak uvádí *Cipra (2008)*. Kanonické korelace zde jsou druhými odmocninami vlastní čísel matice, označovány jako $\lambda_1, \dots, \lambda_m$. Počet takových nenulových čísel pak určí počet kointegračních vztahů v modelu. Tyto testy jsou podobné testů věrohodnosti modelu, ačkoli se neřídí χ^2 rozdělením, ale svým vlastním vytvořeným simulačními metodami.

Základním předpokladem testování pomocí Johansenovy metody je, že všechny časové řady jsou řádu $I(1)$, obsahují jednotkový kořen a jsou tedy nestacionární. Dále zde existuje k -dimenzionální vektor řádu p (zpoždění), který lze zapsat vztahem (3.24)

$$y_t = A_1 \cdot y_{t-1} + A_2 \cdot y_{t-2} + \dots + A_p \cdot y_{t-p} + BX_t + \varepsilon_t, \quad (3.24)$$

kde y_t je vektor nestacionárních endogenních proměnných, p je počet zpoždění proměnných, X_t je vektor deterministických exogenních proměnných, A_p a B jsou parametry matice, ε_t představuje náhodnou chybu.

Pomocí modelu korekce chyb, který bude následně specifikován, Johansenův test analyzuje kointegrační vztahy. Tento model lze vztah popsat následující rovnicí (3.25),

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t(p-1)} + \varepsilon_t, \quad (3.25)$$

kde Π představuje matici, p představuje počet zpoždění proměnných. V případě, že parametr matice $\Pi=0$, má matice nulovou hodnotu a neexistuje zde žádný kointegrační vztah. Pro případ, že $\Pi=n$, má matice tzv. plnou hodnotu a nelze uvažovat o kointegraci. Pouze za předpokladu, že $\Pi=m < n$, zde existuje m lineárně nezávislých kointegračních vztahů.

Johansenův test používá dvě testovací statistiky – test stopy (trace test) a test maximálního vlastního čísla (max eigenvalue test). Přičemž následující rovnice (3.26) uvádí výpočet testové statistiky Trace testu jako,

$$\lambda_{trace}(r) = -n \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (3.26)$$

kde je r počet kointegračních vztahů. Trace statistika ověřuje platnost nulové hypotézy o existenci nejvýše r kointegračních vektorů oproti alternativní hypotéze, že se v modelu vyskytuje více, než r vektorů. Postupně je testováno $r = 0, 1, \dots, m-1$. Nulová hypotéza je zamítnuta, pokud je testová statistika Trace testu větší, než kritická hodnota.

Následující rovnice (3.27) uvádí výpočet testové statistiky alternativního Maximum Eigenvalue testu jako,

$$\lambda_{max}(r) = -n \cdot \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (3.27)$$

kde je r počet kointegračních vztahů. Maximum Eigenvalue statistika ověřuje platnost nulové hypotézy o existenci nejvýše r kointegračních vektorů oproti alternativní hypotéze, že se v modelu vyskytuje více, než r vektorů. Postupně je testováno $r = 0, 1, \dots, m-1$. Nulová hypotéza je zamítnuta, pokud je testová statistika Maximum Eigenvalue testu větší, než kritická hodnota.

Johansenův test lze modifikovat podle délky zpoždění proměnných, která může být variabilní. Tuto délku lze odhadnout podle informačních kritérií (Schwartzovo kritérium, Akaike kritérium, apod.).

Vyhodnocení kointegračních vztahů podle Johansonova testu je ovlivněno také zahrnutím konstanty nebo deterministického trendu do výpočtu. Lze volit z pěti variant testu: bez konstanty (v kointegrační rovnici i vektorovém modelu), varianta s omezenou konstantou (je zahrnuta pouze do kointegrační rovnice), se zahrnutím konstanty (do kointegrační rovnice i modelu korekce chyb), s konstantou a omezeným trendem (pouze v kointegrační rovnici) a varianta s konstantou a neomezeným trendem (v kointegrační rovnici, vektorový model obsahuje pouze konstantu). Nejčastěji používanými testy jsou možnosti č. 2 a č. 3.

3.2.4 Vektorový model korekce chyb

Za předpokladu, že jsou časové řady nestacionární a zároveň kointegrované, je možné zkoumat vzájemný vztah proměnných pomocí vektorového modelu korekce chyb (Vector Error Correction Model - VECM). Model korekce chyb zohledňuje díky kointegračnímu vektoru reziduí i dlouhodobé vztahy mezi proměnnými.

Ilustračně se dá model popsat na dvou referenčních časových řadách, které jsou obě řádu $I(1)$, jak uvádí *Cipra (2008)*. Pokud lze tyto časové řady považovat za kointegrované, jsou dlouhodobě v rovnováze. Jak je zřejmé z předchozí teorie, mohou se tyto řady krátkodobě vychylovat, a proto je nutné zavést korekční člen. Model korekce chyb pak lze zapsat dle následující rovnice (3.28),

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha \cdot (x_{t-1} - \beta \cdot y_{t-1}) + \varepsilon_{1,t}, \\ \Delta x_t &= \alpha \cdot (x_{t-1} - \beta \cdot y_{t-1}) + \varepsilon_{2,t},\end{aligned}\tag{3.28}$$

kde výraz v závorce představuje korekční člen, který je vytvořen z úrovnových hodnot v čase $t-1$. Krátkodobé nerovnovážné vztahy v modelu jsou popsány přírůstky Δy_t a Δx_t , jsou však korigovány, aby se dlouhodobě neodchylovaly od rovnovážného stavu. Dle alternativního maticového zápisu VECM (3.25), je stejně možné rozdělit Π na dva členy, pak $\Pi = \alpha\beta'$, pak lze rovnici zapsat podle (3.29):

$$\Delta y_t = \alpha(\beta' y_{t-1}) + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t(p-1)} + \varepsilon_t,\tag{3.29}$$

kde α udávají hodnotu koeficientů adjustace, pro každou rovnici v maticovém modelu. Tyto koeficienty určí, jak rychle se systém dostane po vychýlení zpět do rovnovážného stavu. Jednotlivé členy β' matice pak představují kointegrační vztahy, které v modelu popisují dlouhodobé vztahy mezi proměnnými, sestavují se z nich tzv. kointegrační vektory. Koeficienty $\Gamma_i \Delta y_i$ pak představují členy korekce chyb matice stacionárních hodnot zpožděných proměnných.

Konstrukce modelu korekce chyb vyžaduje testování stacionarity časových řad, například ADF, případně PP či KPSS testy. Pokud jsou proměnné nestacionární a zároveň kointegrované (testování pomocí Johansenova kointegračního testu), má konstrukce VECM smysl.

Samotné odhadování EC modelu probíhá nejčastěji na základě výpočtů pomocných programů, a to LM-metodou nebo OLS-metodou, jak uvádí *Cipra*, jako je například EViews. Program spočítá, při daném nastavení, jak faktory kointegrační rovnice, tak vytvoří vektory modelu korekce chyb. Odhady optimálního zpoždění proměnných probíhají podobně jako u testů stacionarity na základě informačních kritérií (Schwartzovo, Akaike, apod.).

3.2.5 Statistická verifikace modelu

Statistická verifikace je zásadní pro význam a použití odhadovaného modelu, stanoví na kolik je model přesný a spolehlivý. Mezi základní metody ověření lze řadit např. výpočet a interpretaci koeficientu determinace a upraveného koeficientu determinace, dále také testování statistické významnosti modelu.

a) Koeficient determinace

Koeficient determinace vyjadřuje poměr, ve kterém jsou změny výstupu modelu způsobeny vysvětlujícími proměnnými. Zbytkový efekt je zapříčiněn vlivem residuální složky. Determinační koeficient, který se značí také jako R^2 , lze vyjádřit pomocí vztahu (3.30):

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (3.30)$$

kde ESS představuje vysvětlený součet čtverců a TSS úplný součet čtverců. Koeficient determinace může nabývat hodnot v rozmezí $<0,1>$.

Za předpokladu, že je hodnota determinačního koeficientu 1, vysvětlují proměnné perfektně odhadovaný model. Pokud je hodnota R^2 rovna nule, vysvětluje celý model residuální část, odhadovaný model pak nemá smysl. Nedostatky modelu jsou jeho nízká reakce na změny počtu pozorování v modelu a nezohlednění vyššího počtu vysvětlujících proměnných, jak uvádí Hančlová (2012). Z toho důvodu se používá upravený ukazatel - korigovaný koeficient determinace.

b) Korigovaný koeficient determinace

Z důvodů problémů, které představuje používání koeficientu determinace, se častěji používá upravený, tj. korigovaný koeficient determinace. Tato statistika má stejnou interpretaci, jako R^2 a označuje se R^2_{adj} . Korekce koeficientu determinace se provádí podle vztahu (3.31),

$$R^2_{adj} = 1 - \left[\frac{n-1}{n-k} \right] \cdot (1 - R^2), \quad (3.31)$$

kde k je počet vysvětlujících proměnných plus jedna a n je počet pozorování. Korigovaný koeficient determinace může nabývat hodnot v rozmezí $<0,1>$. Dále platí, že $R^2 > R^2_{adj}$, případně pokud $R^2 = 1$, pak $R^2 = R^2_{adj}$.

c) F-test

Podstatou F-testu je zkoumání statistické významnosti modelu jako celku. Testování statistické významnosti lze provést pomocí zkoumání kritického oboru. Pro tento účel musí být nejprve stanoveny hypotézy, které budou testovány porovnáním testové a kritické statistiky F-testu. Hypotézy jsou stanoveny následovně podle vztahů (3.32) a (3.33):

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0, \quad (3.32)$$

kde β_i představují parametry jednotlivých vysvětlujících proměnných. Nulovou hypotézu lze slovně formulovat jako: H_0 : Model není statisticky významný. Pokud nedojde k zamítnutí nulové hypotézy, je variabilita modelu způsobena náhodnou složkou, jak uvádí Hančlová (2012).

$$H_1: \beta_1 \neq 0 \vee \beta_2 \neq 0 \vee \dots \vee \beta_k \neq 0, \quad (3.33)$$

kde β_i představují parametry jednotlivých vysvětlujících proměnných. Alternativní hypotézu lze slovně formulovat jako: H_1 : Model je statisticky významný. Pokud dojde k zamítnutí nulové hypotézy, znamená to, že v modelu existuje alespoň jedna proměnná s nenulovým významným koeficientem.

Test hypotéz bude založen na zkoumání kritického oboru. Podle pravidla $F > F_{krit}$, je pak možné zamítnout nulovou hypotézu a přijmout hypotézu alternativní. Vztahy pro výpočet testové a kritické statistiky lze zapsat podle vztahů (3.34) a (3.35):

$$F = \frac{ESS/(k-1)}{RSS/(n-k)} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 / (k-1)}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 / (n-k)}, \quad (3.34)$$

$$F_{krit}: F_{1-\alpha}(df1, df2), \quad (3.35)$$

kde RSS představuje residuální součet čtverců. Při testování je sledováno Ficherovo-Snedecorovo F-rozdělení, jehož funkcí na zvolené hladině spolehlivosti α jsou parametry $df1$ a $df2$, představující první a druhý stupeň volnosti. Pro parametr $df1$, že je roven výrazu $(k-1)$, pro parametr $df2$ pak platí, že je roven výrazu $(n-k)$.

4 Modelování vývoje cen akcií na vybraných trzích cenných papírů

Aplikační část diplomové práce je zahrnuta do čtvrté kapitoly. V této kapitole jsou nejprve představeny proměnné a definován vybraný model výnosu a rizika. V další části je testována stacionarita zvolených proměnných a jsou provedeny testy kointegrace. V závěru je sestaven model korekce chyb a následně statisticky verifikován. Ve shrnutí na konci kapitoly jsou uvedeny poznatky získané praktickým testováním.

Jak již bylo řečeno v úvodu, cílem této práce je zjistit, zda vybrané makroekonomické agregáty dlouhodobě ovlivňují vývoj ceny akcií na trhu cenných papírů zemí s různým stupněm rozvoje takového trhu. Ve druhé kapitole byly charakterizovány dva akciové trhy – České republiky a Spolkové republiky Německo, které jsou do této analýzy zahrnuty. Bylo uvedeno, že tyto trhy jsou považovány pro účely této práce za méně a více rozvinutý akciový trh, v tomto pořadí, a proto je zkoumáno, jakým způsobem jednotlivé veličiny na vývoj cen akcií působí. Jako referenční veličina vývoje akciového trhu byly zvoleny akciové indexy, pro každou zemi jejich nejznámější zástupci – PX pro Českou republiku a DAX pro Německo.

Finanční časové řady jsou často nestacionární, jak bylo uvedeno ve druhé teoretické kapitole, proto je nutné přistupovat k jejich analýze specifickým způsobem. Posouzení dlouhodobého působení makroekonomických agregátů na vývoj cen akcií ve vybraných zemích bude provedeno pomocí analýzy kointegrace časových řad, která určí, zda jsou dlouhodobě v rovnováze. Testování stacionarity, kointegrace časových řad, společně s odhadem modelu korekce chyb a statistické verifikace bude realizováno pomocí softwaru EViews 7.2.

4.1 Definice vybraného rovnovážného modelu výnosu a rizika

Následující podkapitola obsahuje zavedení proměnných, které budou shodné pro obě vybrané země. Vysvětlovanou proměnnou byl zvolen akciový index, vysvětlujícími proměnnými pak index průmyslové výroby, index spotřebitelských cen, úroková sazba desetiletých státních dluhopisů a devizový kurz národní měny k americkému dolaru.

Vybraným modelem pro analýzu vztahu zvolených veličin a akciových indexů je již výše zmíněný model arbitrážního ocenění neboli APT. Teorie týkající se této aplikace je uvedena v kapitole 3.1, speciálně pro APT pak 3.1.4. Podmínky modelu, které jsou uvedeny

výše, odpovídají aplikaci kointegrační analýzy. Především jsou zkoumány faktory, které mají předpokládaný lineární vztah k vývoji vysvětlované proměnné, tyto faktory lze numericky vyjádřit. Pro zjednodušení je model abstrahován např. od transakčních nákladů, zdanění nebo odlišných očekávání investorů. Nejdůležitějšími předpoklady aplikace jsou však informačně efektivní trhy. Proto bude předpokládáno nejmenší možné zpoždění v působení faktorů a nemožnost arbitráže, která vyžaduje dlouhodobou rovnováhu.

4.1.1 Popis proměnných

Veškerá data, která jsou popsána dále, byla získána z webových stránek statistik *Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj*, jejímiž členy jsou obě vybrané země a metodika jejich sběru je tedy shodná. Časový horizont se pohybuje od ledna roku 2001 do prosince roku 2013, jedná se o nejdelší dostupnou časovou řadu pro všechny proměnné. Frekvence získání dat je měsíční a všechny časové řady tak obsahují 156 pozorování. Příloha 1 obsahuje úplné časové řady všech proměnných pro obě země.

Výběr proměnných byl ovlivněn ekonomickou teorií a empirickými studiemi na podobné téma jakým je téma této diplomové práce. Jedná se o studie *Chen, Roll, Ross (1986)*, *Kulhánek, Matuzsek (2004)* a *Tangjitprom (2011)*.

a) Akciový index

Jak je uvedeno na webových stránkách *OECD.StatExtracts*, jsou podle popsané metodiky vybírány nejdůležitější národní plošné indexy. Lze tedy předpokládat, že pro Českou republiku je to index PX a pro Německo index DAX. Pro výpočet měsíčních dat jsou používány denní hodnoty uzavření, upravené prostým aritmetickým průměrem. Náležitosti týkající se vlastností obou indexů, jejich historického vývoje a výpočtu jsou uvedeny v kapitolách 2.1.3 a 2.2.3. Veličiny PX a DAX figurují v modelu jako vysvětlované proměnné.

b) Index průmyslové výroby

Index průmyslové výroby je důležitým ukazatelem stavu ekonomické výkonnosti, který v tomto případě ilustruje, kolik jednotek je produkováno v průmyslovém sektoru dané země. Jednotlivá odvětví jsou zde řazena podle mezinárodní klasifikace. Hodnoty uváděné *OECD* jsou získány přepočtem z národních indexů v bazálním roce na hodnotu 100 bodů (rok 2010) a jsou sezónně očištěny. Index průmyslové produkce je zjišťován na měsíční bázi.

c) Index spotřebitelských cen

CPI, tedy index spotřebitelských cen, měří míru inflace, ovšem pouze v jisté oblasti. CPI zkoumá změny cen výrobků a služeb nakupovaných domácnostmi. Stejně jako hodnoty indexu průmyslové výroby, jsou hodnoty národních CPI zjišťovány na měsíční bázi a získávány přepočtem na hodnotu 100 bodů základního roku 2010.

d) Dlouhodobá úroková sazba

Úrokové sazby představují kompenzaci za zápůjčku, která představuje především ztrátu kupní síly po dobu zápůjčky, sníženou likviditu a zvýšené riziko. Pro nepřeborné množství transakcí je i nepřeborné množství úrokových měr. Aby byla zajištěna porovnatelnost mezi jednotlivými členskými zeměmi, zvolila *OECD* podle své metodiky převážně sazby desetiletých státních dluhopisů obchodovaných na sekundárním trhu. Jako výchozí je brána hodnota před zdaněním a odečtením poplatků za zprostředkování. Měsíční data jsou kalkulována na základě váženého průměru denních úrokových měr, případně jsou brány hodnoty dne, který je nejbližší ke konci měsíce.

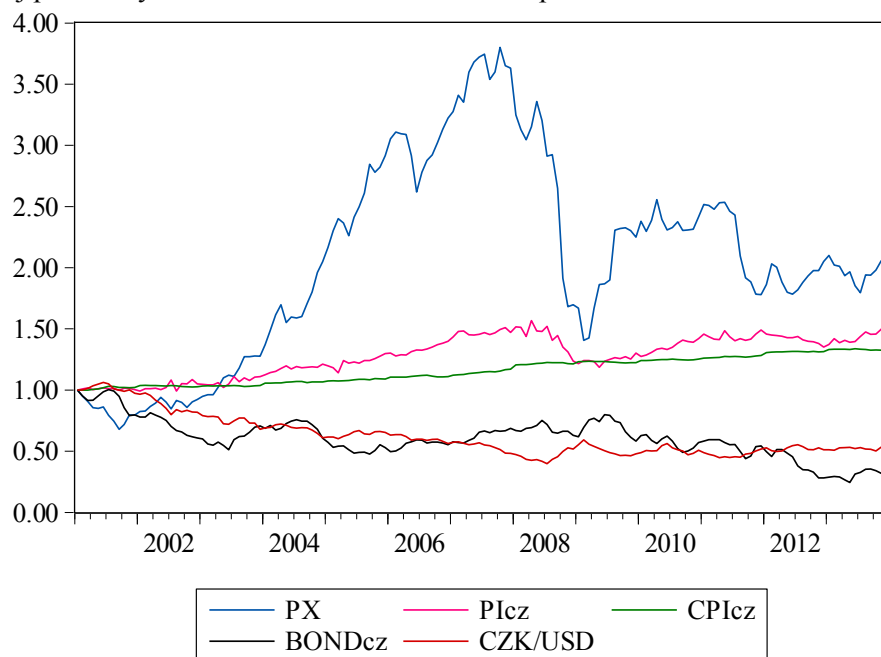
e) Devizový kurz národních měn k americkému dolaru

Směnný kurz je ve statistikách *OECD* vyjádřen jako nominální cena jedné měny v jednotkách měny druhé. Kurz pro Německo není vypočítáván v pravém smyslu slova z hodnoty národní měny, ale měny eurozóny, proměnnou je tedy kurz eura a dolaru. Pro Českou republiku je zvolen kurz koruny a dolaru. Denní data jsou kalkulována jako průměrná denní mezibankovní sazba na daném území, měsíční data se počítají aritmetickým průměrem směnných kurzů v době uzavření.

Následující grafy – Graf 4.1 a Graf 4.2, uvádějí vývoj jednotlivých proměnných přepočtených na stejný základ pro Českou republiku a Spolkovou republiku Německo, ve stejném pořadí.

Jak je zřejmé z Grafu 4.1, který uvádí vývoj jednotlivých veličin v období leden 2001 až prosinec 2013 pro Českou republiku, vykazuje index PX nejvyšší variabilitu. Výrazně roste zejména mezi lety 2002 a 2007. Tento trend je průvodním jevem doby před finanční krizí. Od roku 2007 do roku 2009 dochází k propadu hodnoty indexu. Na konci roku 2009 hodnoty stoupají na polovinu úrovně nejlepšího období. V roce 2011 ovšem opět dochází k poklesu, od tohoto okamžiku se proměnná vyvíjí poměrně variabilně, ovšem s růstovým trendem.

Graf 4.1 Vývoj proměnných za období 2001/01 – 2013/12 pro ČR



Zdroj: Zpracováno na základě dat dle stats.oecd.org

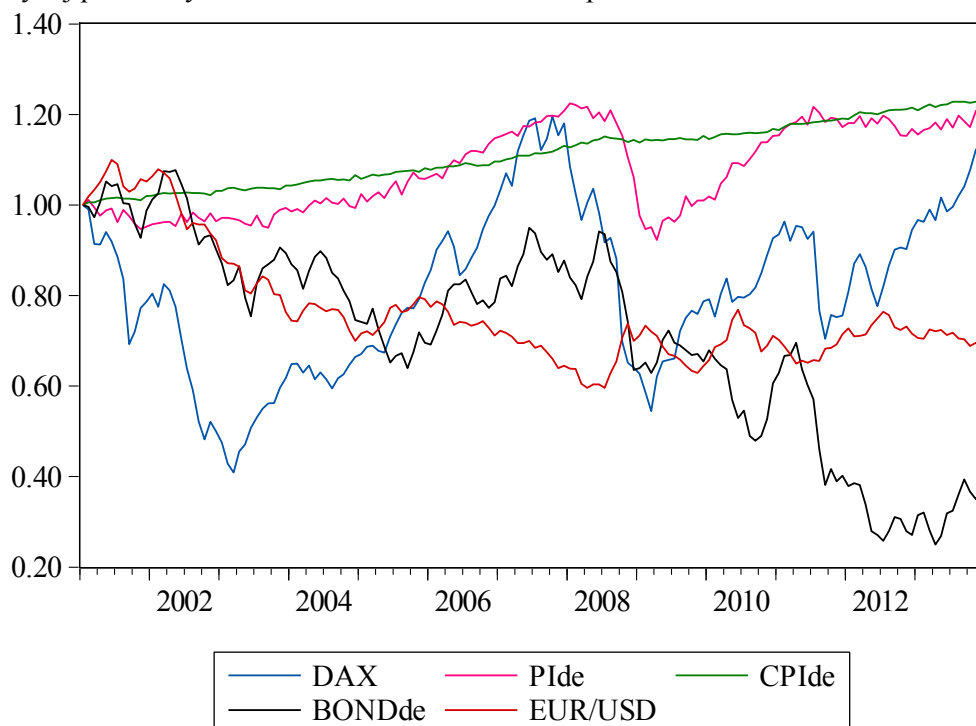
Vysvětlující proměnné, které byly uvedeny výše, v Grafu 4.1 představují *PIcz* – index průmyslové výroby pro Českou republiku, *CPIcz* – index spotřebitelských cen pro ČR, *BONDcz* – úroková sazba desetiletých státních dluhopisů ČR a *CZK/USD* – směnný kurz koruny a dolaru. Časové řady těchto veličin nevykazují zvýšenou variabilitu v období 2000 – 2013. Proměnné *PIcz* a *CPIcz* se vyvíjejí stejným směrem jako index *PX*. Směnný kurz koruny a dolaru a úroková sazba mají opačný trend. Jejich variabilita je zvýšená oproti *CPIcz*, ale je daleko nižší než u *PX*.

V Grafu 4.2 je uveden vývoj jednotlivých veličin v období leden 2001 až prosinec 2013 pro Spolkovou republiku Německo. Index *DAX* vykazuje v celém období vysokou variabilitu. Od roku 2001 je zřejmý výrazný pokles, který se zastaví na počátku roku 2003. Od této chvíle až do konce roku 2007 hodnoty výrazně rostou. Tento trend je průvodním jevem doby před finanční krizí. Od roku 2007 do roku 2009 dochází, stejně jako u indexu *PX*, k propadu hodnoty. Index opět začíná růst už od začátku roku 2009 a pokračuje v tomto trendu do současnosti. Mírné propady jsou viditelné v letech 2011 a 2012.

Vysvětlující proměnné, které byly uvedeny výše, v Grafu 4.2 představují *PIde* – index průmyslové výroby pro Německo, *CPIde* – index spotřebitelských cen pro Německo, *BONDde* – úrokovou sazbu desetiletých státních dluhopisů SRN a *EUR/USD* – směnný kurz eura a dolaru. Na rozdíl od časových řad proměnných pro Českou republiku, jsou proměnné Německa variabilnější, s výjimkou proměnné *CPIde*. Tato veličina vykazuje stejný

dlouhodobý trend jako DAX, kromě propadu na začátku roku 2003 a roku 2009. Vývoj *PIde* je variabilnější než u *PIcz*. Oba však vykazují stejný dlouhodobý trend jako odpovídající akciové indexy. Proměnné *BONDde* a *EUR/USD* se v období 2001 – 2013 vyvíjejí opačným směrem než index DAX. Směnný kurz koruny a dolaru a úroková sazba mají opačný trend. Kromě výraznějšího klesajícího trendu, vykazují také zvýšenou variabilitu v porovnání se stejnými proměnnými pro ČR.

Graf 4.2 Vývoj proměnných za období 2001/01 – 2013/12 pro SRN



Zdroj: Zpracováno na základě dat dle stats.oecd.org

Na závěr lze konstatovat, že se obě vysvětlované proměnné vyvíjejí v období leden 2001 – červen 2013 velmi podobně. Stejně tak u obou zemí mají indexy průmyslové výroby a CPI stejný trend vývoje, jako akciové indexy, v čase společně rostou. Obě veličiny jsou také málo variabilní, *PIcz* i *PIde* však více, než *CPIcz* a *CPIde*. Úroková sazba a směnné kurzy národních měn se u obou zemí vyvíjejí opačným směrem než akciové indexy a vykazují zvýšenou variabilitu.

4.1.2 Formulace modelu

Podle výše citovaných studií by měly mít uvedené proměnné silný vliv na vývoj akciového indexu. *Oproti Chen, Roll, Ross (1986)* však byly zvoleny jednodušší interpretovatelné faktory v případě inflace a úrokových sazeb (*CPI* a výnos dlouhodobých státních dluhopisů). Zohlednění průmyslové produkce bylo ponecháno ve formě indexu

průmyslové výroby. Dle *Tangjitproma (2011)* byla přidána poslední proměnná, kterou nezahrnuli ostatní akademici, a to směnné kurzy národních měn k referenční měně, protože se předpokládá, že obě ekonomiky jsou otevřené a tudíž jsou ovlivňovány změnou kurzů svých měn.

Jak vyplývá z Grafu 4.1 pro Českou republiku a Grafu 4.2 pro Německo, je pravděpodobné, že se index průmyslové výroby a index spotřebitelských cen budou vyvíjet shodě s indexy akciových trhů. Budou je tedy pozitivně ovlivňovat. Naopak úroková sazba desetiletých státních dluhopisů a směnné kurzy se podle výše uvedených grafů pohybují v opačném trendu k indexům akciových trhů, a proto je budou pravděpodobně ovlivňovat negativně. Tyto předpoklady lze zapsat pomocí následujících hypotéz:

$$PX = f(PI_{cz}^+, CPI_{cz}^+, BOND_{cz}^-, CZK/USD^-), \quad (4.1)$$

kde PX je index českého akciového trhu, PI_{cz} představuje produkční index pro Českou republiku, CPI_{cz} představuje index spotřebitelských cen pro Českou republiku, $BOND_{cz}$ značí úrokovou sazbu z českých desetiletých státních dluhopisů a CZK/USD je směnný kurz koruny a dolaru;

$$DAX = f(PI_{de}^+, CPI_{de}^+, BOND_{de}^-, EUR/USD^-), \quad (4.2)$$

kde DAX je index německého akciového trhu, PI_{de} představuje produkční index pro Německo, CPI_{de} představuje index spotřebitelských cen pro Německo, $BOND_{de}$ značí úrokovou sazbu z německých desetiletých státních dluhopisů a EUR/USD je směnný kurz eura a dolaru.

Modely vztahů všech faktorů k vysvětlujícím proměnným jsou formulovány podle rovnice modelu APT (3.10). Model pro Českou republiku, dále také *model CZ* a model pro Německo, dále také *model DE*, jsou obecně definovány následovně podle vztahu (4.3):

$$SPX = a + b_1 \cdot CPI + b_2 \cdot PI + b_3 \cdot BOND + b_4 \cdot ER + e_i, \quad (4.3)$$

kde a je konstanta, b_1 až b_4 jsou parametry jednotlivých faktorů, SPX referenční index příslušného akciového trhu, PI představuje index průmyslové produkce pro obě země, CPI představuje index spotřebitelských cen odpovídající jednotlivým zemím, $BOND$ značí úrokovou sazbu národních desetiletých státních dluhopisů a ER je směnný kurz národní měny a dolaru.

Výše uvedené modely pro ČR a SRN musejí splňovat požadavky pro aplikaci teorie arbitrážního ocenění, které jsou uvedeny v části 3.1.4. Jedná se tedy o modely, které vyjadřují lineární vztah mezi výnosem a rizikem, kde výnosy jsou ovlivněny faktory, které lze kvantifikovat. Investoři nemají kladný vztah k riziku, mají homogenní očekávání a stejný investiční horizont. Lze si vypůjčit a zapůjčit za bezrizikovou sazbu. Pro zjednodušení reality modelů není uvažováno zdanění, ani transakční náklady. Nejdůležitějšími předpoklady jsou informační efektivita trhů, která bude zohledněna co nejmenším zpoždění v působení jednotlivých faktorů a nemožnost arbitráže, která vyžaduje dlouhodobou rovnováhu. Tato rovnováha je základním předpokladem pro testování pomocí kointegrační analýzy.

Modely CZ a DE lze zapsat obecně vztahem (4.4) také jako ekonometrické modely korekce chyb podle vztahu uvedeného výše (3.29):

$$\Delta SPX_t = \alpha(SPX_{t-1} + \beta_{i1} \cdot PI_{t-1} + \beta_{i2} \cdot CPI_{t-1} + \beta_{i3} \cdot BOND_{t-1} + \beta_{i4} \cdot ER_{t-1}) + \sum \delta_{i1} \Delta SPX_{t-1} + \sum \delta_{i2} \Delta PI_{t-1} + \sum \delta_{i3} \Delta CPI_{t-1} + \sum \delta_{i4} \Delta BOND_{t-1} + \sum \delta_{i5} \Delta ER_{t-1} + \varepsilon_{it}, (4.4)$$

kde α je koeficient dynamiky adjustace, β jsou koeficienty kointegračního vektoru pro proměnné zpožděné v čase a δ jsou koeficienty korekce chyb matice $\Gamma_i X_{t-1}$ stacionárních hodnot zpožděných proměnných.

4.2 Aplikace kointegrační analýzy na zvolené proměnné

Následující podkapitola obsahuje popisné statistiky časových řad určených k testování, kontrolu nestacionarity řad v úrovních, stacionarity v první diferenci a jejich analýzu přítomnosti kointegračních vztahů. Pro potřeby modelování jsou využita původní data, která nejsou, kromě indexu spotřebitelských cen, sezónně čištěna. CPI je upraveno pomocí softwaru metodou klouzavých průměrů. Data jsou upravena transformací na přirozený logaritmus. Testování stacionarity i kointegrace je provedeno na standardní hladině významnosti 5 %. Pro modely, ve kterých je prokázána přítomnost kointegračních vztahů, jsou následně odhadnuty parametry pro VECM. Modely korekce chyb jsou v závěru této podkapitoly verifikovány pomocí hodnoty ukazatele determinačního koeficientu, upraveného determinačního koeficientu a F-testu statistické významnosti modelu. Na základě tohoto testování jsou v závěru čtvrté kapitoly zhodnoceny výsledky analýz.

4.2.1 Popisné statistiky

Popisné statistiky slouží k charakterizaci časových řad. V tabulkách Tab. 4.1 a Tab. 4.2 jsou uvedeny jednotlivé vlastnosti časových řad modelu CZ pro data v úrovních a data v první diferenci. Pro model DE jsou stejná data uvedena v tabulkách Tab. 4.3 a Tab. 4.4.

Tab. 4.1 Popisné statistiky časových řad modelu CZ, za období 2001/01 – 2013/12 (úroveň)

	lnPX	lnPIcz	lnCPIcz_{sa}	lnBONDcz	lnCZK/USD
Střední hodnota	4,3759	4,5412	4,5293	0,0404	3,1190
Medián	4,4343	4,5664	4,5169	0,0397	3,0436
Maximum	5,0798	4,7527	4,6788	0,0663	3,6839
Minimum	3,3579	4,2946	4,3799	0,0166	2,7034
Směrodatná odchylka	0,4508	0,1336	0,0936	0,0103	0,2429
Šikmost	-0,5636	-0,4796	0,0548	0,0354	0,7581
Špičatost	2,3219	1,9287	1,5287	3,3169	2,6436
Suma	682,6371	708,4223	706,5758	6,3095	486,5641
Pozorování	156	156	156	156	156

Zdroj: Zpracováno na základě dat dle stats.oecd.org

Z tabulky Tab. 4.1 vyplývá, v jakých hodnotách se pohybují střední hodnoty časových řad, medián, nejvyšší a nejnižší hodnoty a směrodatná odchylka. Šikmost a špičatost určí, jak jsou hodnoty jednotlivých časových řad rozmístěny kolem střední hodnoty. U řad *lnCPIcz_{sa}*, *lnBONDcz* a *lnCZK/USD*, které se vyznačují kladnou šikmostí, platí, že většina hodnot se nachází vlevo od průměru, odlehlé hodnoty pak spíše vpravo. U ostatních proměnných je tomu naopak. Kladná špičatost všech řad znamená, že se většina hodnot nachází v blízkosti střední hodnoty, jejich rozdělení nemusí být rovnoměrné, vliv na rozptyl zde mají především odlehlé hodnoty. Předposlední charakteristikou je součet všech hodnot časových řad, poslední je pak počet pozorování.

Pro porovnání jsou v tabulce Tab. 4.2 uvedeny popisné statistiky – střední hodnota, medián, nejvyšší a nejnižší hodnoty a směrodatná odchylka diferencovaných časových řad. Stejně jako u dat v úrovních se tři diferencované řady - *dlnCPIcz_{sa}*, *dlnBONDcz* a *dlnCZK/USD* vyznačují kladnou šikmostí. Pro tyto řady platí, že většina hodnot se nachází vlevo od průměru, odlehlé hodnoty pak spíše vpravo od průměru. U ostatních proměnných je tomu naopak. U proměnných *dlnPX*, *dlnCPIcz_{sa}* a *dlnBONDcz* se diferenciací koeficient šikmosti zvýšil, čímž se více odchylují od normálního rozdělení než úrovněvé proměnné. Kladná špičatost všech řad znamená, že se většina hodnot nachází v blízkosti střední hodnoty,

přičemž jejich rozdělení nemusí být rovnoměrné a vliv na rozptyl zde mají především odlehle hodnoty. Koeficienty špičatosti se kromě $dlnBONDcz$ zvýšily ve všech případech, takže se diferencované proměnné více odchyľují od normálního rozdělení, než úroňová data. Předposlední charakteristikou je součet všech hodnot časových řad, poslední je pak počet pozorování.

Tab. 4.2 Popisné statistiky časových řad modelu CZ, za období 2001/01 – 2013/12 (první difference)

	dlnPX	dlnPIcz	dlnCPIcz_{sa}	dlnBONDcz	dlnCZK/USD
Střední hodnota	0,0044	0,0029	0,0019	-0,0003	-0,0040
Medián	0,0091	0,0034	0,0015	-0,0001	-0,0059
Maximum	0,1935	0,0865	0,0173	0,0055	0,0924
Minimum	-0,3243	-0,0862	-0,0060	-0,0059	-0,0736
Směrodatná odchylka	0,0602	0,0253	0,0030	0,0021	0,0321
Šikmost	-1,1556	-0,2161	0,8926	0,1369	0,3689
Špičatost	8,5129	5,1997	7,2394	3,1116	3,1248
Suma	0,6832	0,4464	0,2989	-0,0442	-0,6230
Pozorování	155	155	155	155	155

Zdroj: Zpracováno na základě dat dle stats.oecd.org

Tabulka Tab. 4.3 udává střední hodnoty časových řad, medián, nejvyšší a nejnižší hodnoty a směrodatnou odchylku druhého modelu. U řad $lnCPIde_{sa}$ a $lnEUR/USD$, které se vyznačují kladnou šikmostí, platí, že se většina hodnot nachází vlevo od průměru, odlehle hodnoty pak spíše vpravo od průměru. U ostatních proměnných je tomu naopak. Kladná špičatost všech řad znamená, že se většina hodnot nachází v blízkosti střední hodnoty, přičemž jejich rozdělení nemusí být rovnoměrné a vliv na rozptyl zde mají především odlehle hodnoty. Předposlední charakteristikou je součet všech hodnot časových řad, poslední je pak počet pozorování.

Tab. 4.3 Popisné statistiky časových řad modelu DE, za období 2001/01 – 2013/12 (úroveň)

	lnDAX	lnPIde	lnCPIde_{sa}	lnBONDde	lnEUR/USD
Střední hodnota	4,5719	4,5914	4,5628	0,0337	-0,2147
Medián	4,5914	4,5834	4,5635	0,0360	-0,2562
Maximum	4,9814	4,7221	4,6686	0,0504	0,1579
Minimum	3,9086	4,4391	4,4617	0,0119	-0,4541
Směrodatná odchylka	0,2345	0,0869	0,0609	0,0104	0,1486
Šikmost	-0,5096	-0,0069	0,0365	-0,5913	1,0703
Špičatost	2,7713	1,3949	1,7300	2,3617	3,3833
Suma	713,2145	716,2525	711,7997	5,2589	-33,4983
Pozorování	156	156	156	156	156

Zdroj: Zpracováno na základě dat dle stats.oecd.org

Srovnání pro hodnoty statistik úrovnových dat uvádí tabulka Tab. 4.4, kde jdou zaznamenány střední hodnota, medián, nejvyšší a nejnižší hodnoty a směrodatná odchylka a další statistiky diferencovaných časových řad modelu DE. Stejně jako u dat v úrovních se dvě diferencované řady, $dlnCPIde_{sa}$ a $dlnEUR/USD$, vyznačují kladnou šikmostí. Pro tyto platí, že většina hodnot se nachází vlevo od průměru, odlehlé hodnoty pak spíše vpravo od průměru. U ostatních proměnných je tomu naopak. U proměnných $dlnDAX$ a $dlnPIde$ se diferenciací zvýšil koeficient šikmosti. Koeficienty špičatosti se zvýšily u všech proměnných, takže se diferencované proměnné více odchylují od normálního rozdělení než úrovnová data.

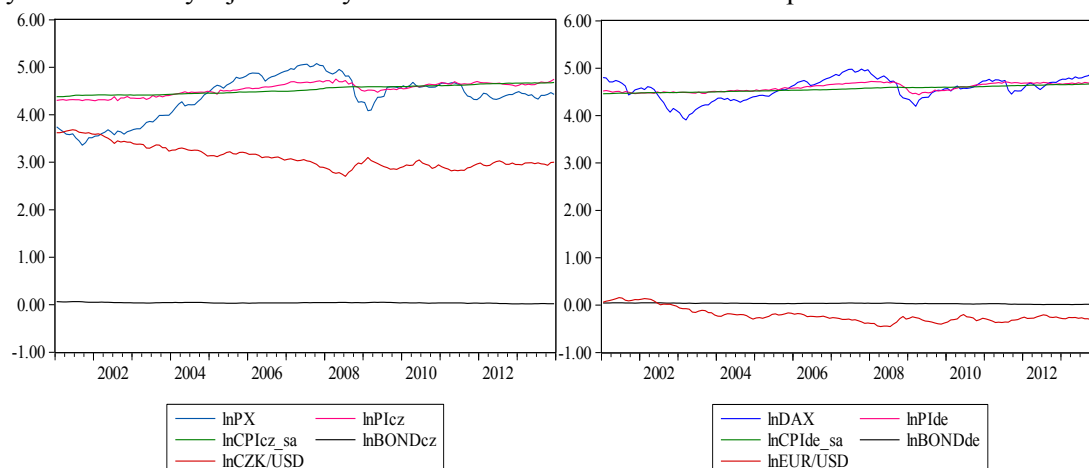
Tab. 4.4 Popisné statistiky časových řad modelu DE, za období 2001/01 – 2013/12 (první diference)

	dlnDAX	dlnPIde	dlnCPIde_{sa}	dlnBONDde	dlnEUR/USD
Střední hodnota	0,0008	0,0012	0,0013	-0,0002	-0,0024
Medián	0,0152	0,0023	0,0013	-0,0002	-0,0029
Maximum	0,1303	0,0450	0,0072	0,0037	0,0773
Minimum	-0,2338	-0,0834	-0,0036	-0,0052	-0,0628
Směrodatná odchylka	0,0544	0,0173	0,0022	0,0016	0,0239
Šikmost	-1,2398	-0,7114	0,0158	-0,1653	0,1509
Špičatost	5,9325	5,9095	2,7797	2,9817	3,3924
Suma	0,1257	0,1854	0,2051	-0,0290	-0,3777
Pozorování	155	155	155	155	155

Zdroj: Zpracováno na základě dat dle stats.oecd.org

Grafy 4.3a a 4.3b uvádějí logaritmované časové řady proměnných pro oba modely, aby bylo možné porovnat jejich vývoj. Příloha 2 pak obsahuje grafy vývoje jednotlivých proměnných samostatně pro obě země jak v úrovních, tak v první diferenci za období leden 2001 – prosinec 2013.

Grafy 4.3a a 4.3b Vývoj úrovnových dat za období 2000/04 – 2013/12 pro ČR a SRN



Zdroj: Zpracováno na základě dat dle stats.oecd.org

Z Grafů 4.3a a 4.3b není zřejmý trend vývoje jednotlivých časových řad, protože měřítko není vhodné pro srovnání. Časové řady dlouhodobých úrokových sazeb u obou proměnných se jeví jako linie a mohly by být stacionární. Ani hypotézy (4.1) a (4.2) nelze ověřit vizuálním testem. Trend vývoje jednotlivých logaritmovaných proměnných je lépe pozorovatelný na samostatných grafech v příloze 2. Předpokládá se, že indexy PX i DAX by měly mít pozitivní vztah s indexem průmyslové výroby a indexem spotřebitelských cen a negativní vztah s úrokovými sazbami a devizovým kurzem příslušné země. Stejně tak z grafů uvedených výše není zřejmé, že existuje předpoklad o nestacionaritě časových řad v úrovních.

4.2.2 Testy stacionarity

Z grafických testů v předchozí části nevyplývá, že by všechny proměnné byly buď stacionární, nebo nestacionární. Integrace stejného řádu – $I(1)$ jednotlivých proměnných je tedy ověřena pomocí testů jednotkového kořene, které byly popsány v části 3.2.2.

a) Rozšířený Dickey-Fuller test

Jako první je uplatněno testování pomocí rozšířeného Dickey-Fuller testu. Nulová hypotéza testování je stanovena podle hypotézy (3.18), alternativní hypotézu lze stanovit podle (3.14).

Hypotézy lze tedy slovně zapsat následovně:

H_0 : Časová řada obsahuje jednotkový kořen.

H_1 : Časová řada neobsahuje jednotkový kořen.

Testovou statistiku lze získat výpočtem (3.17), pro účely ověření stacionarity je však získána provedením ADF testu v softwaru EViews 7.2. V případě, že není možné zamítnout nulovou hypotézu, je nutné nestacionaritu v úrovních ověřit pomocí testu stacionarity první difference. Pokud jsou data v první diferenci již stacionární a je tedy zamítnuta nulová hypotéza o existenci jednotkového kořene, lze předpokládat, že původní časové řady jej obsahují a jsou nestacionární.

Testování bude provedeno pro všechny varianty ADF testu, tedy bez konstanty a trendu (0), s konstantou (I) a s konstantou i trendem (I+T), které jsou obsaženy v časových řadách a vyhodnoceno na hladinách významnosti 1 %, 5 % a 10 %. Analýza je zaměřena

zejména na variantu dvě a tři, protože nejpravděpodobněji znázorňují charakter proměnných. Počet zpoždění proměnných je automaticky určen pomocí Schwartzova informačního kritéria. Výsledky testování pomocí ADF testu pro data v úrovních a první diferenci na hladině významnosti 5 % modelu CZ jsou uvedeny v tabulkách Tab. 4.5 a Tab. 4.6 a modelu DE v tabulkách Tab. 4.7 a Tab. 4.8. Testové a kritické statistiky všech variant a úrovní významnosti jak úrovních dat, tak první difference obou modelů obsahuje příloha 3.

Tab. 4.5 ADF test pro úrovně data modelu CZ, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	Varianta	p-statistika	ADF	Závěr
lnPX	I	59,01%	-1,3818	H_0 nelze zamítnout
	I+T	89,97%	-1,2333	H_0 nelze zamítnout
lnPIcz	I	76,44%	-0,9665	H_0 nelze zamítnout
	I+T	51,76%	-2,1430	H_0 nelze zamítnout
lnCPIcz _{sa}	I	76,44%	-0,9665	H_0 nelze zamítnout
	I+T	51,76%	-2,1430	H_0 nelze zamítnout
lnBONDcz	I	77,62%	-0,9312	H_0 nelze zamítnout
	I+T	69,79%	-1,8053	H_0 nelze zamítnout
lnCZK/USD	I	25,17%	-2,0834	H_0 nelze zamítnout
	I+T	76,42%	-1,6607	H_0 nelze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Jak je zřejmé z uvedené tabulky Tab. 4.5, nelze ani v jedné z variant všech proměnných zamítnout nulovou hypotézu, a to ani na základě vyhodnocení testové statistiky, ani podle p-statistiky. Existuje tedy předpoklad, že časové řady pro model České republiky obsahují v úrovních jednotkový kořen, a tedy nejsou stacionární. Tento fakt je ověřen testem jednotkového kořene dat v první diferenci.

Tab. 4.6 ADF test pro data v 1. diferenci modelu CZ, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	Varianta	p-statistika	ADF	Závěr
dlnPX	I	0,00%	-8,8592	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-8,8651	H_0 lze zamítnout
dlnPIcz	I	0,00%	-16,9844	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-16,9479	H_0 lze zamítnout
dlnCPIcz _{sa}	I	0,00%	-10,0550	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-10,0650	H_0 lze zamítnout
dlnBONDcz	I	0,00%	-9,5967	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-9,5763	H_0 lze zamítnout
dlnCZK/USD	I	0,00%	-10,1914	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-10,3277	H_0 lze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Testování časových řad v první diferenci modelu CZ, jak je uvádí tabulka Tab. 4.6, potvrdilo předpokládaný fakt. Po úpravě jsou řady stacionární, bezpečně lze zamítnout nulovou hypotézu, nejen na základě porovnání testovací a kritické statistiky, ale také přímým zamítnutím nulové hypotézy pomocí p-statistiky. Tento fakt potvrzuje předpoklad, že původní časové řady obsahují jednotkový kořen, tudíž jsou integrované stejného řádu – $I(1)$, na hladině významnosti 5 %.

Tab. 4.7 ADF test pro úrovně data modelu DE, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	Varianta	p-statistika	ADF	Závěr
lnDAX	I	31,88%	-1,9281	H_0 nelze zamítnout
	I+T	39,11%	-2,3753	H_0 nelze zamítnout
lnPIde	I	42,74%	-1,7039	H_0 nelze zamítnout
	I+T	17,07%	-2,8834	H_0 nelze zamítnout
lnCPIde _{sa}	I	91,76%	-0,3229	H_0 nelze zamítnout
	I+T	23,33%	-2,7118	H_0 nelze zamítnout
lnBONDde	I	66,21%	-1,2273	H_0 nelze zamítnout
	I+T	30,70%	-2,5436	H_0 nelze zamítnout
lnEUR/USD	I	31,08%	-1,9456	H_0 nelze zamítnout
	I+T	55,90%	-2,0685	H_0 nelze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Testování ADF má stejné výsledky u modelu DE jako u modelu CZ. U dat v úrovních, viz tabulka Tab. 4.7, nelze zamítnout nulovou hypotézu, ani na základě porovnání testové a kritické statistiky, ani na základě porovnání p-statistiky. Lze však předpokládat, že proměnné obsahují jednotkový kořen.

Tab. 4.8 ADF test pro data v 1. diferenci modelu DE, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	Varianta	p-statistika	ADF	Závěr
dlnDAX	I	0,00%	-9,2369	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-9,3497	H_0 lze zamítnout
dlnPIde	I	0,00%	-4,8955	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-4,8824	H_0 lze zamítnout
dlnCPIde _{sa}	I	0,00%	-14,8039	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-14,7587	H_0 lze zamítnout
dlnBONDde	I	0,00%	-9,3160	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-9,2830	H_0 lze zamítnout
dlnEUR/USD	I	0,00%	-9,5078	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-9,5329	H_0 lze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Testování časových řad v první diferenci modelu DE, jak je uvádí tabulka Tab. 4.8, potvrdilo předpokládaný fakt. Po úpravě jsou řady stacionární, bezpečně lze zamítnout

nulovou hypotézu, nejen na základě porovnání testovací a kritické statistiky, ale také přímým zamítnutím nulové hypotézy pomocí p-statistiky. Tento fakt potvrzuje předpoklad, že původní časové řady obsahují jednotkový kořen, tudíž jsou integrované stejného řádu – $I(1)$, na hladině významnosti 5 %.

b) Phillips-Peron test

Alternativní testování jednotkového kořene proběhne pomocí PP testu. Stejně jako u ADF testu je metodika testování popsána v části 3.2.2. Vztahy formulace nulové hypotézy lze vyjádřit obecně podle rovnice (3.18), alternativní hypotézy pak (3.14), PP test používá hypotézy odpovídající ADF testu. Slovně je možné stanovené hypotézy vyjádřit následovně:

H_0 : Časová řada obsahuje jednotkový kořen.

H_1 : Časová řada neobsahuje jednotkový kořen.

Testovou statistiku lze získat výpočtem dle (3.22), pro účely ověření stacionarity bude však získána provedením PP testu v softwaru EViews 7.2.

Nulovou hypotézu lze zamítnout na základě porovnání testové a kritické statistiky nebo díky nedostatečné významnosti (vyjádřeno p-statistikou). V případě, že není možné zamítnout nulovou hypotézu, je nutné nestacionaritu v úrovních ověřit pomocí testu stacionarity první difference. Pokud jsou data v první diferenci již stacionární, tedy je zamítnuta nulová hypotéza o existenci jednotkového kořene, lze předpokládat, že původní časové řady jej obsahují a jsou nestacionární.

Testování se provádí stejně jako u ADF testu pro všechny varianty, tedy bez konstanty a trendu (0), s konstantou (I) a s konstantou i trendem (I+T), které jsou obsaženy v časových řadách a je vyhodnoceno na hladinách významnosti 1 %, 5 % a 10 %. Výsledky testování pomocí PP testu pro data v úrovních a první diferenci na hladině významnosti 5 % modelu CZ jsou uvedeny v tabulkách Tab. 4.9 a Tab. 4.10 a modelu DE v tabulkách Tab. 4.11 a Tab. 4.12. Stejně jako u testování ADF je kladen důraz na druhou a třetí variantu testu. Testové a kritické statistiky všech variant a úrovní významnosti jak úrovních dat, tak první difference obou modelů obsahuje příloha 4.

Tab. 4.9 PP test pro úrovnňová data modelu CZ, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	Varianta	p-statistika	PP	Závěr
lnPX	I	61,89%	-1,3217	H_0 nelze zamítnout
	I+T	89,58%	-1,2514	H_0 nelze zamítnout
lnPIcz	I	51,34%	-1,5352	H_0 nelze zamítnout
	I+T	44,07%	-2,2825	H_0 nelze zamítnout
lnCPIcz _{sa}	I	77,85%	-0,9243	H_0 nelze zamítnout
	I+T	53,04%	-2,1202	H_0 nelze zamítnout
lnBONDcz	I	76,70%	-0,9591	H_0 nelze zamítnout
	I+T	64,26%	-1,9142	H_0 nelze zamítnout
lnCZK/USD	I	37,94%	-1,8002	H_0 nelze zamítnout
	I+T	87,70%	-1,3295	H_0 nelze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Jak je patrné z výše uvedené tabulky Tab. 4.9, nelze ani v jedné variantě všech proměnných zamítnout nulovou hypotézu, ani na základě porovnání testové statistiky, ani podle p-statistiky. Lze předpokládat, že časové řady pro model České republiky obsahují v úrovních jednotkový kořen, a tedy nejsou stacionární. Tento fakt bude ověřen testem jednotkového kořene dat v první diferenci.

Testování časových řad v první diferenci modelu CZ, jak je uvádí tabulka Tab. 4.10, potvrdilo předpokládaný fakt. Po úpravě jsou řady stacionární, bezpečně lze zamítnout nulovou hypotézu, nejen na základě porovnání testovací a kritické statistiky, ale také přímým zamítnutím nulové hypotézy pomocí p-statistiky. Tedy byl potvrzen předpoklad, že původní časové řady obsahují jednotkový kořen, tudíž jsou integrované stejného řádu – $I(1)$, na hladině významnosti 5 %.

Tab. 4.10 PP test pro data v 1. diferenci modelu CZ, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	Varianta	p-statistika	PP	Závěr
dlnPX	I	0,00%	-8,9702	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-8,9626	H_0 lze zamítnout
dlnPIcz	I	0,00%	-16,4715	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-16,4533	H_0 lze zamítnout
dlnCPIcz _{sa}	I	0,00%	-10,5311	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-10,5456	H_0 lze zamítnout
dlnBONDcz	I	0,00%	-9,3536	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-9,3304	H_0 lze zamítnout
dlnCZK/USD	I	0,00%	-10,2276	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-10,2963	H_0 lze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Jak vyplývá z tabulky Tab. 4.11, časové řady modelu DE vykazují při testování stacionarity stejné výsledky jako časové řady modelu CZ. Proměnné v úrovních pravděpodobně nejsou stacionární, nelze u nich bezpečně zamítnout nulovou hypotézu, ani na základě porovnání testové a kritické statistiky, ani na základě p-statistiky. Stejně jako v předchozích případech bude pro potvrzení proveden stejný test na prvních diferencích těchto proměnných. Za předpokladu, že se proměnné prokáží stacionární, lze předpokládat, že data v úrovních mají jednotkový kořen.

Tab. 4.11 PP test pro úrovně data modelu DE, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	Varianta	p-statistika	PP	Závěr
lnDAX	I	29,50%	-1,9812	H_0 nelze zamítnout
	I+T	40,60%	-2,3470	H_0 nelze zamítnout
lnPIde	I	55,05%	-1,4619	H_0 nelze zamítnout
	I+T	36,87%	-2,4183	H_0 nelze zamítnout
lnCPIde _{sa}	I	91,87%	-0,3150	H_0 nelze zamítnout
	I+T	27,41%	-2,6155	H_0 nelze zamítnout
lnBONDde	I	78,92%	-0,8907	H_0 nelze zamítnout
	I+T	46,78%	-2,2330	H_0 nelze zamítnout
lnEUR/USD	I	48,94%	-1,5821	H_0 nelze zamítnout
	I+T	75,34%	-1,6856	H_0 nelze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Tabulka Tab. 4.12 uvádí výsledky testování prvních diferencí dat modelu DE. Podle nich lze zamítnout nulovou hypotézu na základě obou porovnání (testová statistika i p-statistika), diferencované proměnné jsou tedy stacionární. Tento fakt prokazuje, že data v úrovních nejsou stacionární, obsahují jednotkový kořen. Tento předpoklad byl ověřen a vyhodnocen na hladině významnosti 5 %. Lze tedy konstatovat, že původní časové řady jsou $I(1)$.

Tab. 4.12 PP test pro data v 1. diferenci modelu DE, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	Varianta	p-statistika	PP	Závěr
dlnDAX	I	0,00%	-9,2516	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-9,3557	H_0 lze zamítnout
dlnPIde	I	0,00%	-13,8703	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-13,8433	H_0 lze zamítnout
dlnCPIde _{sa}	I	0,00%	-14,8039	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-14,7587	H_0 lze zamítnout
dlnBONDde	I	0,00%	-9,2592	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-9,2252	H_0 lze zamítnout
dlnEUR/USD	I	0,00%	-9,3907	H_0 lze zamítnout
	I+T	0,00%	-9,3564	H_0 lze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Vyhodnocení testování stacionarity časových řad modelů CZ a DE jsou uvedena v souhrnné tabulce Tab. 4.13. Byly provedeny testy jednotkového kořene ADF a PP a vyhodnoceny na hladině významnosti 5 %, pro varianty testování s konstantou (I) a s konstantou i trendem (I+T), které jsou obsaženy v časových řadách. Testování časových řad v úrovních bylo doplněno testováním prvních diferencí časových řad, jeho výsledky naznačují, že řady jsou $I(1)$.

Tab. 4.13 Vyhodnocení testování stacionarity časových řad modelu CZ a DE

	ADF	PP	Hodnocení	Řád integrace
model CZ				
lnPX	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$
lnPIcz	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$
lnCPIcz _{sa}	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$
lnBONDcz	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$
lnCZK/USD	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$
model DE				
lnDAX	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$
lnPIde	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$
lnCPIde _{sa}	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$
lnBONDde	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$
lnEUR/USD	nestacionární	nestacionární	nestacionární	$I(1)$

Zdroj: Vlastní zpracování

Z tabulky Tab. 4.11 vyplývá, že všechny časové řady obou modelů CZ i DE jsou nestacionární v úrovních a integrované stejného řádu – $I(1)$, pro všechny zohledněné varianty testování ADF i PP testy na hladině významnosti 5 %. Kkritické, testovací a p-statistiky jsou uvedeny v přílohách 3 a 4. Výsledky testování stacionarity umožňují přejít k dalšímu kroku, kterým je zjištění, zda jsou časové řady kointegrované.

4.2.3 Testy kointegrace

Kombinace nestacionárních proměnných, které jsou kointegrované jsou soustavou vyššího řádu, která je stacionární a vyjadřuje dlouhodobou rovnováhu mezi proměnnými, jak je uvedeno v části 3.2.3.

Pro testování kointegrace byly použity Johansenovy testy kointegrace. Jsou založeny na vyhledávání r počtu kointegračních rovnic, které v modelech existují. Pokud má být kointegrace prokázána, musí zde existovat alespoň jeden kointegrační vztah. Tyto vztahy lze obecně zapsat dle rovnice (3.23).

Johansenův test kointegrace používá dva způsoby výpočtu testové statistiky, Trace test a Maximum Eigenvalue test. Výpočet Trace statistiky λ_{trace} je prováděn podle rovnice (3.26) a výpočet statistiky Maximum Eigenvalue λ_{max} podle rovnice (3.27). Obě statistiky jsou porovnány s kritickými hodnotami. Testy jsou provedeny pomocí výpočetního programu EViews 7.2, jehož pomocí je vypočtena také p-statistika. Software vyhodnotí počet kointegračních rovnic v modelu. Testy jsou provedeny zvlášť pro model České republiky a Německa.

a) Model CZ

Model CZ zahrnuje vysvětlovanou proměnnou $\ln PX$, která představuje index českého akciového trhu, jako reprezentanta vývoje cen akcií. Vývoj ceny akcií by měl podléhat působení faktorů, které byly do modelu zavedeny jako vysvětlující proměnné. Jsou to $\ln Plcz$, $\ln CPIcz_{sa}$, $\ln BONDcz$ a $\ln CZK/USD_{sa}$, které představují vliv průmyslové produkce, cenové hladiny, úrokových sazeb a devizového kurzu koruny a dolaru.

Existence kointegrace v tomto modelu bude testována pomocí Johansenova kointegračního testu č. 2 a posuzována na 5% hladině významnosti. Tento test předpokládá omezenou konstantu, která je zahrnuta pouze do kointegrační rovnice. Analýza je provedena na upraveném vzorku 154 pozorování, pro omezené období březen 2001 až prosinec 2013. Počet zpoždění proměnných je určen podle VAR Lag Order Selection Criteria v softwaru EViews. Zvoleno bylo zpoždění 1 období podle Schwartzova informačního kritéria.

Výsledky Trace testu a Maximum Eigenvalue testu pro model CZ uvádějí tabulky Tab. 4.14 a Tab. 4.15, v tomto pořadí. Úplné výstupy testování z programu EViews 7.2 jsou uvedeny v příloze 5.

Jak vyplývá z uvedené tabulky Tab. 4.14, Trace test prokázal, že model CZ obsahuje jednu kointegrační rovnici. Celá soustava obsahuje jeden kointegrační vztah. Výsledky Trace Testu by měly být potvrzeny Maximum Eigenvalue Testem.

Tab. 4.14 Trace Test pro model CZ

Počet kointegračních rovnic	0	1	2	3	4
Vlastní číslo	0,3209	0,1101	0,0694	0,0366	0,0280
Testová statistika	98,7492	39,1578	21,1864	10,1120	4,3744
Kritická hodnota	76,9728	54,0790	35,1928	20,2618	9,1645
p-statistika	0,0005	0,5131	0,6499	0,6288	0,3592

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Z tabulky Tab. 4.15 je zřejmé, že stejně jako Trace test, prokázal Maximum Eigenvalue test existenci jednoho kointegračního vztahu v modelu CZ.

Tab. 4.15 Maximum Eigenvalue Test pro model CZ

Počet kointegračních rovnic	0	1	2	3	4
Vlastní číslo	0,3209	0,1101	0,0694	0,0366	0,0280
Testová statistika	59,5913	17,9715	11,0743	5,7377	4,3744
Kritická hodnota	34,8059	28,5881	22,2996	15,8921	9,1645
p-statistika	0,0000	0,5781	0,7432	0,8166	0,3592

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Lze tedy konstatovat, že na hladině významnosti 5 %, pro test č. 2 Johansenova kointegračního testu, obě varianty, jak Trace test, tak Maximum Eigenvalue test, prokázaly dlouhodobý stav rovnováhy v modelu CZ s jedním kointegračním vztahem.

b) Model DE

Model DE zahrnuje vysvětlovanou proměnnou $\ln DAX$, která představuje index německého akciového trhu, jako reprezentanta vývoje cen akcií. Vývoj ceny akcií by měl podléhat působení faktorů, které byly do modelu zavedeny jako vysvětlující proměnné. Jsou to $\ln PId_e$, $\ln CPIde_{sa}$, $\ln BONDde$, $\ln EUR/USD$, které představují vliv průmyslové produkce, cenové hladiny, úrokových sazeb a devizového kurzu eura a dolaru.

Existence kointegrace v modelu DE je zjišťována pomocí Johansenova kointegračního testu č. 3 a posuzována na 5% hladině významnosti. Tento test předpokládá konstantu, která je zahrnuta jak do kointegračních rovnic, tak do VECM. Analýza je provedena na upraveném vzorku 154 pozorování, pro omezené období březen 2001 až prosinec 2013. Počet zpoždění proměnných je určen podle VAR Lag Order Selection Criteria v softwaru EViews. Zvoleno bylo zpoždění 1 období podle Schwartzova informačního kritéria. Výsledky Trace testu a Maximum Eigenvalue testu pro model DE, uvádí tabulky Tab. 4.16 a Tab. 4.17, v tomto pořadí.

Tab. 4.16 Trace Test pro model DE

Počet kointegračních rovnic	0	1	2	3	4
Vlastní číslo	0,2003	0,1002	0,0953	0,0399	0,0000
Testová statistika	72,3758	37,9530	21,6924	6,2669	0,0023
Kritická hodnota	69,8189	47,8561	29,7971	15,4947	3,8415
p-statistika	0,0308	0,3041	0,3159	0,6640	0,9598

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Z výše uvedené tabulky Tab. 4.16 vyplývá, že Trace test prokázal jeden kointegrační vztah v modelu DE. Znamená to, že by se jednotlivé proměnné měly dlouhodobě dostat do rovnovážného stavu. Tuto premisu by měl potvrdit Maximum Eigenvalue Test.

Jak uvádí tabulka Tab. 4.17, stejně jako Trace test, prokázal i Maximum Eigenvalue test existenci jednoho kointegračního vztahu v modelu DE.

Tab. 4.17 Maximum Eigenvalue Test pro model DE

Počet kointegračních rovnic	0	1	2	3	4
Vlastní číslo	0,2003	0,1002	0,0953	0,0399	0,0000
Testová statistika	34,4228	16,2606	15,4255	6,2646	0,0023
Kritická hodnota	33,8769	27,5843	21,1316	14,2646	3,8415
p-statistika	0,0430	0,6436	0,2602	0,5795	0,9598

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Z Johansenova testu pro model České republiky vyplývá, že na hladině významnosti 5 %, pro test č. 2, na upraveném vzorku 154 pozorování, v období březen 2001 až prosinec 2013, jak Trace Test, Maximum Eigenvalue Test prokázaly existenci jednoho kointegračního vztahu. Stejné výsledky byly zjištěny na hladině významnosti 5 %, pro test č. 3, na upraveném vzorku 154 pozorování, v období březen 2001 až prosinec 2013 pro model Německa. Bude tedy možné pro oba modely sestavit VECM a určit jeho přesnost.

4.2.4 Odhad vektorového modelu korekce chyb

V předchozích částech byly odpovídajícími testy prokázány potřebné předpoklady pro sestavení VECM pro časové řady České republiky a Německa.

VECM pro proměnné CZ by měl mít tvar:

$$\begin{aligned} \Delta \ln PX_t = & \alpha (\ln PX_{t-1} + \beta_{i1} \cdot \ln P_{Icz_{t-1}} + \beta_{i2} \cdot \ln CPI_{cz_sa_{t-1}} + \beta_{i3} \cdot \ln BOND_{cz_{t-1}} + \beta_{i4} \cdot \\ & \ln CZK/USD_{t-1} + C) + \sum \delta_{i1} \Delta \ln PX_{t-1} + \sum \delta_{i2} \Delta \ln P_{Icz_{t-1}} + \sum \delta_{i3} \Delta \ln CPI_{cz_sa_{t-1}} + \\ & \sum \delta_{i4} \Delta \ln BOND_{cz_{t-1}} + \sum \delta_{i5} \Delta \ln CZK/USD_{t-1} + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (4.5)$$

VECM pro proměnné DE by měl mít tvar:

$$\begin{aligned} \Delta \ln DAX_t = & \alpha (\ln DAX_{t-1} + \beta_{i1} \cdot \ln P_{Ide_{t-1}} + \beta_{i2} \cdot \ln CPI_{de_sa_{t-1}} + \beta_{i3} \cdot \ln BOND_{de_{t-1}} + \beta_{i4} \cdot \\ & \ln EUR/USD_{t-1} + C) + \sum \delta_{i1} \Delta \ln DAX_{t-1} + \sum \delta_{i2} \Delta \ln P_{Ide_{t-1}} + \sum \delta_{i3} \Delta \ln CPI_{de_sa_{t-1}} + \\ & \sum \delta_{i4} \Delta \ln BOND_{de_{t-1}} + \sum \delta_{i5} \Delta \ln EUR/USD_{t-1} + C + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (4.6)$$

Následující část práce obsahuje odhad koeficientu adjustace α , členů kointegračního vektoru β a koeficientů matice stacionárních hodnot zpožděných proměnných δ pro oba modely specifikovaných vztahy (4.5) a (4.6). Specifikace vyhodnocení zůstávají stejné jako u testů kointegrace. Modely předpokládají zpoždění 1 období, kointegrační test č. 2 pro model CZ a test č. 3 pro model DE a jsou vyhodnoceny na hladině významnosti 5 %. Výstupy odhadu VECM z výpočetního programu EViews 7.2 jsou uvedeny v příloze 6.

a) Model CZ

Odhady členů kointegračního vektoru, který představuje vztah dlouhodobé rovnováhy v modelu CZ, mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými jsou uvedeny v tabulce Tab. 4.18.

Tab. 4.18 Odhad kointegračního vektoru pro model CZ, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	PX	PIcz	CPIcz	BOND	CZK/USD	C
β	1,0000	-31,0534	6,4554	-135,3302	-8,9325	138,1608
Směrodatná odchylka	-	5,7085	6,5867	39,3054	3,2182	46,2215
t-statistika	-	-5,4399	0,9801	-3,4431	-2,7756	2,9891

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Jak uvádí tabulka Tab. 4.18, lze dlouhodobě rovnovážný stav v modelu CZ charakterizovat kointegračním vektorem. Podle znamének jeho členů je zřejmé, že hypotéza o modelu CZ (4.1) nebyla potvrzena. Předpokládaný vztah k indexu PX splňuje pouze index průmyslové výroby, který na něj působí pozitivně. Dlouhodobě je inverzní vztah pouze mezi indexem PX a indexem spotřebitelských cen. Oproti předpokladu vysvětlující proměnné dlouhodobé úrokové sazby a směnný kurz působí v souladu s dlouhodobým vývojem indexu PX.

Tab. 4.19 Odhad parametrů α a δ pro model CZ, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	α	PX	PIcz	CPIcz	BONDcz	CZK/USD
Parametr	-0,0019	0,2969	0,2711	-2,9734	0,6450	-0,2615
Směrodatná odchylka	0,0019	0,0793	0,1847	1,6058	2,1608	0,1475
t-statistika	-1,0148	3,7459	1,4677	-1,8516	0,2985	-1,7727

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Odhad koeficientu dynamiky adjustace a koeficientů korekce chyb matice stacionárních hodnot zpožděných proměnných je uveden v tabulce Tab. 4.19. Z tabulky vyplývá, že hodnota α je poměrně nízká a k návratu do rovnovážného stavu dochází pomalu.

Korekční členy VECM pak představují způsob návratu k rovnováze po krátkodobém vychýlení.

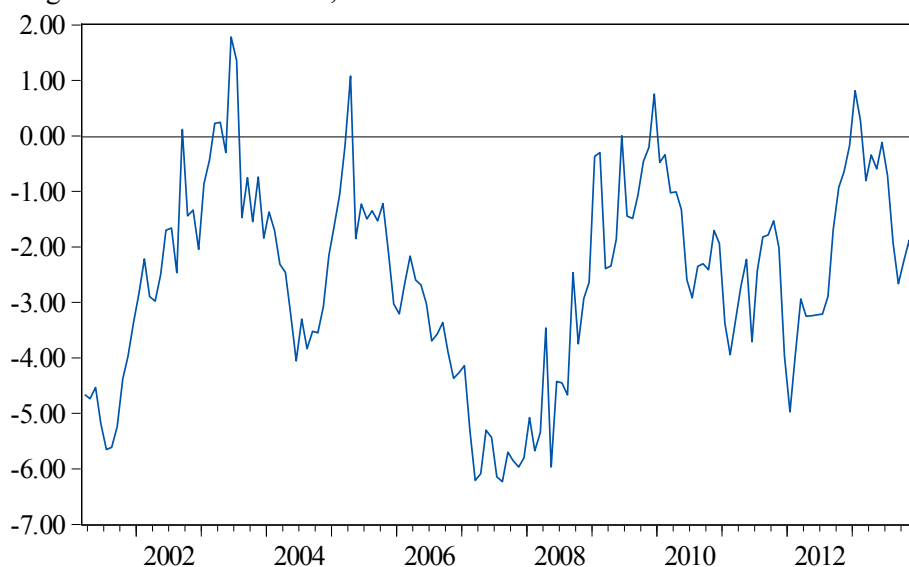
Model korekce chyb pro Českou republiku, odhadované maximální zpoždění proměnných 1 období, podle kointegračního testu č. 2 lze zapsat pomocí vztahu (4.7) následovně:

$$\begin{aligned} \Delta \ln PX = & -0,0019 \cdot (\ln PX_{t-1} - 31,0533 \cdot \ln P_{Icz_{t-1}} + 6,4554 \cdot \ln C_{PIcz_{sa_{t-1}}} - 135,3302 \cdot \\ & \ln BOND_{cz_{t-1}} - 8,9325 \cdot \ln CZK/USD_{t-1} + 138,1608) + 0,2969 \cdot \Delta \ln PX_{t-1} + 0,2711 \cdot \\ & \Delta \ln P_{Icz_{t-1}} - 2,9734 \cdot \Delta \ln C_{PIcz_{sa_{t-1}}} + 0,6450 \cdot \Delta \ln BOND_{cz_{t-1}} - 0,2615 \cdot \Delta \ln CZK/USD_{t-1} + \varepsilon_t, (4.7) \end{aligned}$$

Zobrazení dlouhodobého rovnovážného vztahu proměnných modelu CZ, které jsou integrované stejného řádu $I(1)$, ale jejichž kombinace je stacionární, představuje grafické zobrazení kointegračního vztahu. Graf 4.4 zobrazuje kointegrační vztah pro model CZ.

Z Grafu 4.4 je zřejmé, že kointegrační vztah v modelu CZ není ideálně stacionární. Je proto možné, že model bude dosahovat dlouhodobé rovnováhy v delším horizontu. Při odhadu modelu mohlo také dojít ke statistickým nebo ekonometrickým chybám, které zhoršily jeho vypovídací schopnost. Modelu je dále statisticky verifikován pomocí determinačního koeficientu a F-testu statistické významnosti modelu.

Graf 4.4 Kointegrační vztah modelu CZ, za období 2001/01 – 2013/12



Zdroj: Vlastní zpracování v EViews 7.2

b) Model DE

Odhady členů kointegračního vektoru, který představuje vztah dlouhodobé rovnováhy v modelu DE, mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými jsou uvedeny v tabulce Tab. 4.20.

Tab. 4.20 Odhad kointegračního vektoru pro model DE, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	DAX	PIde	CPIde	BONDde	EUR/USD	C
β	1,0000	-2,6973	-8,0904	-43,7329	-1,8919	45,7971
Směrodatná odchylka	-	0,6207	1,7326	7,1857	0,3598	-
t-statistika	-	-4,3457	-4,6695	-6,0861	-5,2586	-

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Jak uvádí tabulka Tab. 4.20, lze dlouhodobě rovnovážný stav v modelu DE charakterizovat kointegračním vektorem. Podle znamének jeho členů je zřejmé, že hypotéza o modelu (4.2) nebyla potvrzena. Vzhledem k indexu DAX mají pozitivní vztah podle předpokladu vysvětlující proměnné index průmyslové výroby a index spotřebitelských cen. Oproti předpokládanému trendu působí proměnné dlouhodobé úrokové sazby a směnný kurz na index DAX také pozitivně.

Odhad koeficientu dynamiky adjustace a koeficientů korekce chyb matice stacionárních hodnot zpožděných proměnných je uveden v tabulce Tab. 4.21. Z tabulky vyplývá, že hodnota α je oproti modelu CZ vyšší a k návratu do rovnovážného stavu dochází rychleji. Korekční členy VECM pak představují způsob návratu k rovnováze po krátkodobém vychýlení.

Tab. 4.21 Odhad parametrů α a δ pro model DE, za období 2001/01 – 2013/12

Proměnná	α	DAX	PIde	CPIde	BONDde	EUR/USD	C
Parametr	0,0740	0,1577	-0,2565	-1,6207	2,3457	-0,0158	0,0037
Sm. odch.	0,0213	0,0960	0,2426	1,9540	2,8766	0,1739	0,0049
t-statistika	3,4840	1,6430	-1,0571	-0,8294	0,8155	-0,0908	0,7436

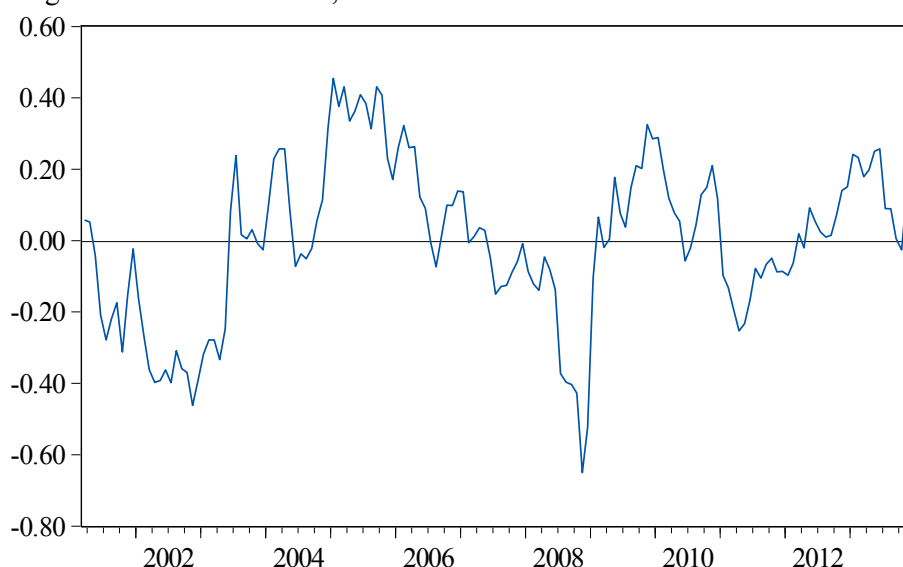
Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Model korekce chyb pro Německo, pro odhadované maximální zpoždění proměnných 1 období, podle kointegračního testu č. 3 pak lze zapsat pomocí vztahu (4.8) následovně:

$$\begin{aligned} \Delta \ln DAX = & 0,0740 \cdot (\ln DAX_{t-1} - 2,6973 \cdot \ln PId_{t-1} - 8,0904 \cdot \ln CPIde_{sa,t-1} - 43,7329 \cdot \\ & \ln BONDde_{t-1} - 1,8919 \cdot \ln EUR/USD_{t-1} + 45,7971) + 0,1577 \cdot \Delta \ln DAX_{t-1} - 0,2565 \cdot \\ & \Delta \ln PId_{t-1} - 1,6207 \cdot \Delta \ln CPIde_{sa,t-1} + 2,3457 \cdot \Delta \ln BONDde_{t-1} - 0,0158 \cdot \\ & \Delta \ln EUR/USD_{t-1} + 0,0037 + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (4.8)$$

Zobrazení dlouhodobého rovnovážného vztahu proměnných modelu DE, které jsou integrované stejného řádu $I(1)$, ale jejichž kombinace je stacionární, představuje grafické zobrazení kointegračního vztahu. Graf 4.5 zobrazuje kointegrační vztah pro model DE.

Graf 4.5 Kointegrační vztah modelu DE, za období 2001/01 – 2013/12



Zdroj: Vlastní zpracování v EViews 7.2

Z Grafu 4.5 je zřejmé, že kointegrační vztah v modelu DE se blíží stacionaritě více, než kointegrační vztah modlu CZ. Také koeficient dynamiky adjustace α ukazuje, že proměnné budou dosahovat dlouhodobé rovnováhy v kratším horizontu. Při odhadu modelu mohlo dojít ke statistickým nebo ekonometrickým chybám, které zhoršily jeho vypovídací schopnost. Model je dále statisticky verifikován pomocí determinačního koeficientu a F-testu statistické významnosti modelu.

4.2.5 Verifikace modelů

Na základě Johansenových testů kointegrace lze konstatovat, že byl prokázán předpoklad o existenci dlouhodobé rovnováhy mezi vysvětlovanými a vysvětlujícími proměnnými v jednotlivých modelech. Bylo tedy možné sestavit model korekce chyb. Následující část čtvrté kapitoly obsahuje jednak porovnání obou modelů na základě koeficientu determinace, jednak statistické ověření jejich významnosti pro Českou republiku

i Německo. Teorie výpočtu determinačního koeficientu a stanovení F-testu významnosti modelu jsou popsány v části 3.2.5.

a) Koeficient determinace

Oba modely je možné porovnat na základě koeficientu determinace a upraveného koeficientu determinace, jejichž výpočet lze získat pomocí vztahů (3.30) a (3.31), v tomto pořadí. Koeficienty determinace byly společně s dalšími statistikami získány při odhadu modelů VECM pro Českou republiku a Německo v programu EViews 7.2. Následující tabulka Tab. 4.22 uvádí hodnoty těchto ukazatelů pro model CZ a DE, přičemž oba modely mají maximální odhadované zpoždění proměnných je 1 období. Model CZ je stanoven podle kointegračního testu č. 2, model DE podle testu č. 3.

Tab. 4.22 Determinační koeficienty

	Model CZ	Model DE
Determinační koeficient	0,1616	0,1659
Upravený determinační koeficient	0,1333	0,1318

Z tabulky Tab. 4.22 vyplývá, že u obou modelů dosahují koeficienty determinace srovnatelných hodnot. Podle neupraveného koeficientu popisují vlivy vysvětlujících proměnných v modelu CZ 16,16 % změny indexu PX. U modelu DE je tato hodnota vyšší, vysvětlující proměnné popisují 16,59 % změny indexu DAX. Upravené koeficient modelu CZ dosahuje hodnoty 13,33 % a modelu DE 13,18 %. Na základě uvedených statistik lze konstatovat, že oba modely mají nízkou vypovídací schopnost. To znamená, že na oba akciové indexy působí řada dalších nezkoumaných proměnných, které mohou změny v modelu CZ vysvětlit z 86,67 % a v modelu DE z 86,82 %.

b) F-test

F-test má za úkol prověřit statistickou významnost celého modelu. Testování bude pro oba modely provedeno na hladině významnosti 5 %, stejně jako u předchozích zkoumání. Pro realizaci F-testu musí být nejprve stanoveny hypotézy, které budou prokazovány. Tyto hypotézy lze slovně uvést podle vztahů (3.32) a (3.33) následovně:

H_0 : Model není statisticky významný.

H_1 : Model je statisticky významný.

Pro F-test platí, že pro zamítnutí nulové hypotézy musí být testovací statistika větší, než statistika kritická. Testovou statistiku lze získat výpočtem (3.34), pro účely ověření statistické významnosti však budou příslušné testovací hodnoty získány z výpočtů softwaru EViews 7.2. Výpočet kritické statistiky lze matematicky popsat vztahem (3.35), stejně jako u testové statistiky budou využity výsledky výpočetního programu.

Hodnoty testovacích a kritických statistik pro oba modely uvádí tabulka Tab. 4.23.

Tab. 4.23 Testovací a kritické statistiky F-testu

	Model CZ	Model DE
Testovací statistika (F)	5,7052	4,8722
Kritická statistika (F_{krit})	2,4316	2,4316

Na základě porovnání testovací a kritické statistiky obou modelů na hladině významnosti 5 %, při 165 pozorování lze konstatovat, že oba modely jsou statisticky významné. V obou případech platí, že $F > F_{krit}$, tudíž lze zamítnout nulovou hypotézu a přijmout hypotézu alternativní – model je statisticky významný.

4.3 Shrnutí výsledků

Na základě teorie arbitrážního ocenění byly vytvořeny modely pro vývoj cen akcií na trhu České republiky a Německa. Tyto modely byly specifikovány hypotézami a rovnicemi v první části čtvrté kapitoly. Vysvětlovanou proměnnou obou modelů byl zvolen referenční akciový index – PX pro ČR a DAX pro Německo. Vysvětlující proměnné, které byly považovány za determinační faktory vývoje cen akcií, byly pro oba modely shodné – index průmyslové výroby, index spotřebitelských cen, úroková sazba státních desetiletých dluhopisů a směnný kurz dolaru (CZK/USD pro ČR a EUR/USD pro SRN).

Mezi vysvětlovanou proměnnou a determinačními faktory byla zkoumána dlouhodobá rovnováha, která se odvíjí od základní podmínky APT, nemožnosti arbitráže. Dalšími podmínkami zahrnutými do modelu byla zjednodušení týkající se eliminace vlivu zdanění, absence transakčních nákladů, apod. Vliv jednotlivých proměnných na cílovou proměnnou byl posuzován s minimálním možným zpožděním, protože jsou předpokládány informačně efektivní trhy.

Dlouhodobá rovnováha mezi proměnnými a jejich vztah v krátkém období jsou zkoumány pomocí kointegrační analýzy. Tento postup vyžaduje integrované proměnné

stejného řádu – $I(1)$, tedy nestacionární časové řady. Přítomnost jednotkového kořene byla u jednotlivých proměnných obou modelů prokázána dvěma testy, ADF a PP testem vyhodnocených na hladině významnosti 5 %.

Pro časové řady proměnných obou modelů byly, po prokázání nestacionarity, provedeny kointegrační testy. Touto analýzou byla zjišťována přítomnost kointegračních vztahů, tedy existence dlouhodobé rovnováhy v obou modelech mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými. Na základě Johansenova testu č. 2 byl prokázán jeden kointegrační vztah v modelu CZ, při zpoždění 1 období, na hladině významnosti 5 %. V modelu DE byl rovněž identifikován jeden kointegrační vztah, na základě testu č. 3, při zpoždění 1 období, na hladině významnosti 5 %. Stav dlouhodobé rovnováhy mezi zkoumanými proměnnými byl prokázán v obou modelech.

Na základě výsledků testů kointegrace, byl následně vymezen a odhadnut vektorový model korekce chyb pro Českou republiku a Německo. Dlouhodobý rovnovážný stav v modelu charakterizuje kointegrační vektor, jehož členy byly odhadnuty pomocí výpočetního softwaru EViews 7.2. Podle vyhodnocení jejich charakteru pro jednotlivé modely lze konstatovat, že hypotézy o dlouhodobých vztazích mezi vysvětlující a vysvětlovanými proměnnými nebyly prokázány. V modelu CZ se potvrdil předpokládaný vliv pouze u vysvětlující proměnné indexu průmyslové výroby – pozitivní. U ostatních proměnných nebyl prokázán očekávaný vliv na index PX. Index spotřebitelských cen má oproti předpokladu negativní vliv na PX, dlouhodobé úrokové sazby a směnný kurz pozitivní. V modelu DE byly potvrzeny pouze pozitivní vztahy mezi indexem DAX a indexem průmyslové výroby, stejně tak mezi indexem DAX a indexem spotřebitelských cen. Negativní vliv dlouhodobé úrokové sazby a směnného kurzu nebyl prokázán. Je zřejmé, že na oba akciové indexy nepůsobí všechny zvolené faktory stejným způsobem. Na index DAX působí dlouhodobě všechny proměnné pozitivně. Na index PX působí dlouhodobě pozitivně všechny proměnné kromě indexu spotřebitelských cen.

Krátkodobé vztahy v modelu představují koeficienty stacionárních zpožděných hodnot proměnných. Koeficient dynamiky adjustace je pro jednotlivé modely rozdílný. Proměnné modelu CZ se podle velikost koeficientu dostávají do stavu dlouhodobé rovnováhy pomaleji, než proměnné modelu DE. Podle grafu kointegračního vztahu lze také konstatovat, že model DE znázorňuje stacionární systém lépe, než model CZ.

Statistická verifikace modelů prokázala, že oba jsou poměrně málo přesné. Koeficienty determinace obou modelů jsou téměř totožné. Nesplňují však dané předpoklady. Testování významnosti modelů prokázalo, že oba modely jsou signifikantní na spolehlivosti hladině 95 %.

Ze srovnání rozvinutého akciového trhu Německa a poměrně málo rozvinutého akciového trhu České republiky na základě výsledků získaných z analýz uvedených ve čtvrté kapitole vyplývá, že v obou případech se vyskytuje dlouhodobá rovnováha mezi cenami akcií a indexem průmyslové výroby, indexem spotřebitelských cen, úrokovou sazbou desetiletých státních dluhopisů a směnným kurzem národní měny a dolaru. Zvolené proměnné však vysvětlují malou část změny vývoje akciového indexu, na který působí další nespecifikované proměnné. Rozvinutost německého akciového trhu však může reflektovat rychlost přizpůsobení rovnováze, která je vyšší než u trhu českého.

Na závěr shrnutí je možné konstatovat, že rozvinutý trh se pravděpodobně rychleji po vychýlení přizpůsobí zpět rovnovážnému stavu. V působení vybraných makroekonomických faktorů na ceny akcií není mezi rozvinutým a nerozvinutým trhem významný rozdíl.

5 Závěr

Cílem této diplomové práce bylo zjistit, jaký vliv mají vybrané makroekonomické agregáty na vývoj cen akcií na evropských trzích cenných papírů. Ceny akcií byly ilustrovány pomocí vývoje akciových indexů ve vybraných evropských zemích s různým stupněm rozvoje akciového trhu. Interakce makroekonomických agregátů a vývoje cen akcií byla zkoumána pomocí kointegrace, která určila, zda je mezi jednotlivými zkoumanými veličinami a akciovými indexy dlouhodobý rovnovážný vztah. Pomocí modelu korekce chyb byly následně zjištěny krátkodobé vztahy mezi veličinami na vybraných akciových trzích.

Práce byla rozdělena do pěti kapitol, včetně úvodu a závěru. Ve druhé kapitole byly charakterizovány vybrané akciové trhy. Byl zde analyzován stupeň rozvoje jednotlivých trhů a jeho příčiny. Třetí kapitola byla také teoreticky zaměřena, především v ní byla identifikována východiska pro další zkoumání, popis multifaktorových rovnovážných modelů výnosu a rizika a postupu kointegrační analýzy.

Čtvrtá kapitola diplomové práce obsahovala praktické zpracování cíle práce. Pomocí kointegrace zde byl zkoumán vztah hlavních akciových indexů a makroekonomických veličin dvou vybraných ekonomik. Dále byla kapitola zaměřena na porovnání výsledků u obou zemí, podle testování provedeného na maximálním množství dostupných dat.

Z výsledků kointegrační analýzy českého a německého akciového trhu, vyplývá, že bez ohledu na stupeň jejich vývoje, existuje mezi cenami akcií a faktory – indexem průmyslové výroby, indexem spotřebitelských cen, úrokovými sazbami desetiletých státních dluhopisů a směnnými kurzy národních měn a dolaru dlouhodobá rovnováha. Dlouhodobý a krátkodobý vliv jednotlivých faktorů se sice na obou trzích liší, avšak nelze určit, zda je tento rozdíl způsoben stupněm rozvoje. Rozdíl mezi trhem České republiky a Německa je v rychlosti přizpůsobení se dlouhodobé rovnováze po vychýlení. Makroekonomické veličiny a akciový index Německa se po vychýlení navrátí do rovnovážného stavu rychleji.

Seznam použité literatury

Odborná literatura

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.

BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2008. 648 s. ISBN 978-052-1873-062.

CHEN, N., R. ROLL and S. ROSS. Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business* [online]. 1986, vol. 59, no. 3 [cit. 2014-03-24]. ISSN 0021-9398. Dostupné z: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/2352710>

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.

HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.

HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. 344 s. ISBN 978-80-245-1623-3.

KULHÁNEK, Lumír a Stanislav MATUSZEK. Macroeconomic Factors and the Stock Market. In LIS, S. a S. MIKLASZEWSKI, eds. *Transformacja, Integracja, Globalizacja*. Krakow: Akademia ekonomiczna, 2004, s. 467-488. ISBN 83-917312-7-8.

MILLS, Terence a Raphael MARKELLOS. *The econometric modelling of financial time series*. 3rd ed. New York: Cambridge University Press, 2008. 456 p. ISBN 05-217-1009-1.

MUSÍLEK, Petr. *Trhy cenných papírů*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Ekopress, 2011. 520 s. ISBN 978-80-86929-70-5.

TANGJITPROM, Nopphon. Macroeconomic Factors of Emerging Stock Market: Evidence from Thailand. *International Journal of Financial Research* [online]. 2011, vol. 3, no. 2 [cit. 2014-03-24]. ISSN 105-114. Dostupné z: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1957697

VESELÁ, Jitka. *Analýza trhu cenných papírů*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2003. 361 s. ISBN 80-245-0506-1.

VESELÁ, Jitka. *Investování na kapitálových trzích*. 2. aktualiz. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2011. 789 s. ISBN 978-80-7357-647-9.

Elektronické dokumenty

Annual National Accounts. *Eurostat* [online]. 2014 [cit. 2014-03-21]. Dostupné z: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/national_accounts/data/main_tables

Burzovní indexy. *BCPP* [online]. 2014 [cit. 2014-04-02]. Dostupné z: <http://www.bcpp.cz/dokument.aspx?k=Burzovni-Indexy>

Databases. *World Bank* [online]. 2014 [cit. 2014-03-28]. Dostupné z: <http://databank.worldbank.org/data/databases.aspx>

Deutsche Börse Group. *DB* [online]. 2014 [cit. 2014-03-25]. Dostupné z: http://deutsche-boerse.com/dbg/dispatch/en/kir/dbg_nav/about_us

FESE Historical Data. *FESE* [online]. 2014 [cit. 2014-03-21]. Dostupné z: <http://www.fese.eu/en/?inc=art&id=4>

Indices. *FWB* [online]. 2014 [cit. 2014-03-21]. Dostupné z: <http://www.boerse-frankfurt.de/en/equities/indices>

Legislativa. *BCPP* [online]. 2014 [cit. 2014-04-02]. Dostupné z: <http://www.bcpp.cz/dokument.aspx?k=Legislativa>

OECD.StatExtracts. *OECD* [online]. 2014 [cit. 2014-03-21]. Dostupné z: <http://stats.oecd.org/>

Profil společnosti. *BCPP* [online]. 2014 [cit. 2014-04-02]. Dostupné z: <http://www.bcpp.cz/dokument.aspx?k=Profil-Burzy>

The Frankfurt Stock Exchange. *FWB* [online]. 2014 [cit. 2014-03-28]. Dostupné z: <http://www.boerse-frankfurt.de/en/basics+overview#reiter=thefrankfurtstockexchange>

Výroční zprávy Burzy cenných papírů Praha. *BCPP* [online]. 2014 [cit. 2014-04-02]. Dostupné z: <http://www.bcpp.cz/dokument.aspx?k=Vyrocni-Zpravy>

Seznam zkratek

ADF	Augmented Dickey-Fuller Test, rozšířený Dickey-Fuller test
APT	Arbitrage Pricing Theory, teorie arbitrážního oceňování
BCPP	Burza cenných papírů Praha
CAPM	Capital Asset Pricing Model, model kapitálového oceňování aktiv
CEESEG	Central and Eastern European Stock Exchange Group
CML	Capital Market Line, přímka kapitálového trhu
CPI	Consumer Price Index, index spotřebitelských cen
CZK	Czech Koruna, česká koruna
ČR	Česká republika
DB	Deutsche Börse
DF	Dickey-Fuller
ESS	Explained Sum of Squares, vysvětlený součet čtverců
EU	Evropská unie
EUR	Euro
FWB	Frankfurter Wertpapier Börse
HDP	Hrubý domácí produkt
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development, Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
PI	Production Index, index průmyslové produkce
PP	Phillips-Peron
PXE	Power Exchange Central Europe
RSS	Residual Sum of Squares, residuální součet čtverců
Sm. odch.	Směrodatná odchylka
SML	Security Market Line, přímka cenných papírů
SPAD	Systém pro podporu trhu akcií a dluhopisů
SRN	Spolková republika Německo
TSS	Total Sum of Squares, celkový součet čtverců
USD	United States Dolar, americký dolar
VAR	Vector Autoregression, vektorová autoregrese
VECM	Vector Error Correction Model, vektorový model korekce chyb
XETRA	Exchange Electronic Trading

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou (bakalářskou) práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová (bakalářská) práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové (bakalářské) práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové (bakalářské) práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou (bakalářskou) práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 24. dubna 2014


.....
Bc. Eva Kolaříková

Seznam příloh

Příloha 1: Vstupní data modelů CZ a DE

Příloha 2: Grafy vývoje proměnných modelů CZ a DE

Příloha 3: ADF test pro modely CZ a DE

Příloha 4: PP test pro modely CZ a DE

Příloha 5: Johansenovy kointegrační testy pro modely CZ a DE

Příloha 6: VECM pro modely CZ a DE

Vstupní data modelu CZ

	PX	Plcz	CPlcz	BONDcz	CZK/USD		PX	Plcz	CPlcz	BONDcz	CZK/USD		PX	Plcz	CPlcz	BONDcz	CZK/USD
2001/01	42,30	73,90	80,20	6,82	37,44	2005/05	95,67	90,10	86,50	3,49	23,80	2009/09	98,12	92,90	98,10	5,01	17,38
2001/02	40,24	74,60	80,20	6,50	37,46	2005/06	102,08	90,90	87,00	3,31	24,70	2009/10	98,41	94,00	97,90	4,50	17,45
2001/03	38,39	75,20	80,20	6,24	37,96	2005/07	105,62	90,10	87,20	3,34	25,06	2009/11	97,37	92,60	98,10	4,19	17,30
2001/04	36,25	74,20	80,60	6,25	38,72	2005/08	110,38	91,80	87,20	3,36	24,06	2009/12	95,19	96,20	98,20	3,98	17,90
2001/05	35,94	74,80	81,00	6,49	39,25	2005/09	120,33	91,80	87,00	3,25	23,91	2010/01	100,66	94,20	99,50	4,28	18,28
2001/06	36,49	75,10	81,80	6,72	39,80	2005/10	117,59	92,90	87,70	3,45	24,69	2010/02	97,14	95,00	99,50	4,33	18,96
2001/07	33,59	74,80	82,70	6,85	39,37	2005/11	119,34	94,30	87,50	3,78	24,80	2010/03	101,02	96,60	99,70	4,02	18,80
2001/08	31,55	74,90	82,50	6,76	37,80	2005/12	123,34	96,00	87,40	3,61	24,44	2010/04	108,16	98,50	100,10	3,84	18,90
2001/09	28,73	73,70	81,90	6,47	37,43	2006/01	129,19	96,20	88,60	3,39	23,69	2010/05	101,29	99,10	100,20	4,10	20,39
2001/10	30,40	75,00	81,90	5,84	37,05	2006/02	131,47	94,50	88,70	3,43	23,81	2010/06	97,63	98,40	100,20	4,26	21,09
2001/11	33,71	74,90	81,80	5,40	37,47	2006/03	130,92	95,20	88,60	3,58	23,82	2010/07	98,52	99,70	100,50	3,97	19,77
2001/12	33,60	74,20	81,90	5,43	36,44	2006/04	130,64	95,10	88,70	3,85	23,23	2010/08	100,44	102,20	100,20	3,56	19,20
2002/01	34,89	73,30	83,10	5,32	36,20	2006/05	123,31	97,10	89,20	3,93	22,13	2010/09	97,47	104,10	100,00	3,34	18,81
2002/02	35,05	74,80	83,30	5,31	36,53	2006/06	110,82	98,10	89,40	4,04	22,42	2010/10	97,65	103,20	99,80	3,43	17,66
2002/03	36,62	74,80	83,20	5,55	35,81	2006/07	117,59	98,00	89,80	4,03	22,42	2010/11	97,88	102,70	100,00	3,59	18,06
2002/04	37,78	75,00	83,10	5,42	34,33	2006/08	121,69	98,70	89,90	3,87	22,02	2010/12	102,14	104,90	100,50	3,89	19,03
2002/05	39,77	74,20	83,00	5,30	33,33	2006/09	123,62	99,90	89,30	3,92	22,30	2011/01	106,46	107,70	101,20	3,98	18,27
2002/06	38,14	75,50	82,80	5,13	31,82	2006/10	127,82	101,30	88,90	3,92	22,41	2011/02	106,15	106,10	101,30	4,05	17,76
2002/07	35,83	79,90	83,20	4,79	29,89	2006/11	132,45	102,20	88,80	3,87	21,74	2011/03	104,84	104,70	101,40	4,05	17,39
2002/08	38,68	73,30	83,00	4,57	31,48	2006/12	136,28	103,30	89,00	3,77	21,05	2011/04	107,03	104,30	101,60	4,05	16,77
2002/09	38,02	77,80	82,60	4,48	30,82	2007/01	138,59	106,00	89,90	3,94	21,42	2011/05	107,18	109,80	102,20	3,89	17,02
2002/10	36,32	77,70	82,30	4,29	31,23	2007/02	144,24	109,30	90,20	3,89	21,59	2011/06	104,10	106,10	102,00	3,77	16,83
2002/11	38,21	80,30	82,20	4,21	30,69	2007/03	141,80	109,60	90,40	3,87	21,17	2011/07	102,80	103,60	102,20	3,79	17,02
2002/12	39,03	77,60	82,30	4,15	30,65	2007/04	152,18	107,30	91,00	4,01	20,72	2011/08	88,68	104,90	102,00	3,40	16,92
2003/01	40,11	77,40	82,80	4,10	29,65	2007/05	155,68	107,10	91,40	4,13	20,91	2011/09	81,11	104,00	101,80	3,00	17,84
2003/02	40,72	77,00	83,00	3,81	29,36	2007/06	157,45	107,60	91,60	4,47	21,27	2011/10	79,68	104,60	102,10	3,14	18,09
2003/03	40,66	77,10	82,90	3,75	29,42	2007/07	158,41	108,60	92,10	4,54	20,66	2011/11	75,43	107,70	102,50	3,67	18,77

2003/04	43,31	78,30	83,00	3,92	29,15	2007/08	149,67	107,40	92,30	4,45	20,45	2011/12	75,25	110,20	102,90	3,70	19,38
2003/05	46,48	75,50	83,00	3,73	27,15	2007/09	152,32	108,50	92,10	4,57	19,83	2012/01	78,78	107,70	104,80	3,39	19,77
2003/06	47,46	77,50	83,00	3,49	26,99	2007/10	160,74	110,40	92,60	4,53	19,21	2012/02	85,91	107,20	105,00	3,12	18,88
2003/07	47,03	82,00	83,10	4,06	27,99	2007/11	154,47	111,60	93,50	4,55	18,17	2012/03	84,79	106,90	105,20	3,51	18,66
2003/08	49,97	79,00	83,00	4,23	28,92	2007/12	153,58	108,70	93,90	4,68	18,07	2012/04	79,62	106,40	105,20	3,51	18,82
2003/09	53,85	81,20	82,60	4,26	28,85	2008/01	137,42	112,00	96,70	4,56	17,72	2012/05	76,14	105,60	105,40	3,31	19,78
2003/10	53,82	79,70	82,70	4,47	27,33	2008/02	132,32	111,80	96,90	4,53	17,22	2012/06	75,44	105,50	105,60	3,11	20,42
2003/11	54,06	81,70	83,00	4,75	27,34	2008/03	128,85	106,30	96,90	4,68	16,23	2012/07	76,94	106,30	105,50	2,60	20,70
2003/12	54,00	82,00	83,20	4,82	25,40	2008/04	133,33	115,90	97,20	4,72	15,91	2012/08	79,54	104,20	105,40	2,38	20,13
2004/01	57,96	83,20	84,70	4,68	25,89	2008/05	142,04	109,60	97,60	4,84	16,14	2012/09	81,80	103,30	105,30	2,37	19,21
2004/02	63,09	84,40	84,80	4,85	26,00	2008/06	135,46	109,30	97,80	5,13	15,62	2012/10	83,56	103,10	105,60	2,24	19,20
2004/03	68,29	85,20	84,90	4,59	26,85	2008/07	123,17	112,30	98,30	4,90	14,93	2012/11	83,60	102,10	105,30	1,92	19,74
2004/04	71,83	86,90	84,90	4,68	27,08	2008/08	123,70	104,00	98,20	4,47	16,25	2012/12	86,78	99,90	105,40	1,92	19,16
2004/05	65,65	88,50	85,30	4,95	26,67	2008/09	112,00	106,90	98,10	4,42	17,04	2013/01	88,82	101,50	106,80	1,96	19,19
2004/06	67,53	86,60	85,50	5,09	26,04	2008/10	80,98	99,90	98,10	4,53	18,69	2013/02	85,49	105,00	106,90	2,01	19,06
2004/07	67,24	88,10	85,80	5,17	25,76	2008/11	71,12	96,90	97,50	4,52	19,78	2013/03	85,14	102,50	106,90	1,98	19,78
2004/08	67,68	87,40	85,80	5,09	25,96	2008/12	71,80	91,40	97,30	4,30	19,41	2013/04	81,88	103,90	107,00	1,82	19,81
2004/09	72,22	87,70	85,10	5,09	25,87	2009/01	70,60	89,90	98,80	4,21	20,68	2013/05	83,20	102,80	106,80	1,67	19,93
2004/10	76,19	88,00	85,50	4,89	25,21	2009/02	59,47	91,70	98,90	4,74	22,18	2013/06	78,35	103,20	107,20	2,14	19,53
2004/11	82,91	87,70	85,50	4,63	24,14	2009/03	60,35	91,70	99,00	5,16	20,83	2013/07	75,96	106,20	106,90	2,23	19,84
2004/12	86,64	89,50	85,50	4,14	22,88	2009/04	70,59	91,20	98,90	5,25	20,20	2013/08	82,08	109,00	106,80	2,40	19,40
2005/01	91,55	88,60	86,20	3,91	23,07	2009/05	78,80	87,70	98,90	5,06	19,54	2013/09	82,05	107,60	106,30	2,42	19,32
2005/02	97,39	87,40	86,30	3,62	23,06	2009/06	79,02	91,30	98,90	5,45	18,90	2013/10	83,80	107,70	106,50	2,33	18,82
2005/03	101,53	84,30	86,20	3,69	22,59	2009/07	80,38	92,40	98,60	5,41	18,30	2013/11	86,99	110,60	106,40	2,18	19,95
2005/04	100,05	91,80	86,30	3,70	23,27	2009/08	97,54	93,50	98,40	5,09	17,95	2013/12	83,76	115,48	106,84	2,20	20,08

Zdroj: stats.oecd.org

Vstupní data modelu DE

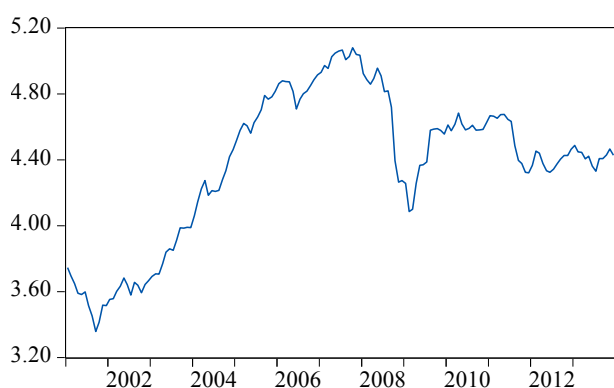
	DAX	PIde	CPIde	BONDde	EUR/USD		DAX	PIde	CPIde	BONDde	EUR/USD		DAX	PIde	CPIde	BONDde	EUR/USD
2001/01	121,83	91,80	86,40	4,80	1,07	2005/05	82,10	93,20	92,20	3,30	0,79	2009/09	91,53	93,60	98,90	3,26	0,69
2001/02	120,65	92,80	86,90	4,78	1,09	2005/06	86,47	95,20	92,30	3,13	0,82	2009/10	93,35	91,60	98,90	3,21	0,68
2001/03	111,33	91,30	86,90	4,67	1,10	2005/07	89,74	96,60	92,70	3,20	0,83	2009/11	92,52	92,70	98,80	3,22	0,67
2001/04	111,19	89,60	87,30	4,83	1,12	2005/08	92,77	93,90	92,80	3,23	0,81	2009/12	95,85	92,70	99,60	3,14	0,69
2001/05	114,53	90,70	87,60	5,05	1,14	2005/09	94,19	96,50	92,90	3,07	0,82	2010/01	96,47	93,50	99,00	3,26	0,70
2001/06	111,97	91,10	87,70	5,00	1,17	2005/10	94,04	98,40	93,00	3,24	0,83	2010/02	91,80	92,90	99,40	3,17	0,73
2001/07	107,89	88,30	87,80	5,02	1,16	2005/11	96,44	97,20	92,70	3,45	0,85	2010/03	97,89	96,10	99,90	3,10	0,74
2001/08	101,91	90,80	87,60	4,82	1,11	2005/12	100,89	97,10	93,40	3,34	0,84	2010/04	102,04	97,50	100,00	3,06	0,75
2001/09	84,37	89,50	87,60	4,81	1,10	2006/01	104,30	97,60	93,10	3,32	0,83	2010/05	95,75	100,30	99,90	2,73	0,80
2001/10	87,78	88,00	87,50	4,60	1,10	2006/02	109,85	98,10	93,50	3,47	0,84	2010/06	97,07	100,30	99,90	2,54	0,82
2001/11	94,07	86,90	87,30	4,45	1,13	2006/03	112,20	97,20	93,50	3,64	0,83	2010/07	96,91	99,70	100,10	2,62	0,78
2001/12	95,83	87,40	88,10	4,74	1,12	2006/04	114,78	99,50	93,80	3,89	0,81	2010/08	97,84	101,10	100,20	2,35	0,78
2002/01	97,94	87,90	88,20	4,86	1,13	2006/05	110,71	100,90	93,80	3,96	0,78	2010/09	99,61	102,60	100,10	2,30	0,76
2002/02	94,44	88,10	88,50	4,92	1,15	2006/06	102,91	100,30	94,00	3,96	0,79	2010/10	103,42	104,50	100,20	2,35	0,72
2002/03	100,55	88,30	88,70	5,16	1,14	2006/07	104,55	102,10	94,40	4,01	0,79	2010/11	108,29	104,50	100,30	2,53	0,73
2002/04	98,82	88,40	88,60	5,15	1,13	2006/08	107,52	102,80	94,20	3,88	0,78	2010/12	112,91	105,80	100,90	2,91	0,76
2002/05	94,43	87,50	88,70	5,17	1,09	2006/09	110,35	102,70	93,90	3,75	0,79	2011/01	113,93	105,90	100,70	3,02	0,75
2002/06	85,68	90,00	88,70	5,02	1,05	2006/10	115,27	102,40	94,00	3,79	0,79	2011/02	117,36	107,40	101,30	3,20	0,73
2002/07	77,81	88,30	88,80	4,87	1,01	2006/11	118,94	104,20	94,00	3,71	0,78	2011/03	112,22	108,20	101,90	3,21	0,71
2002/08	71,97	90,30	88,70	4,59	1,02	2006/12	121,65	105,30	94,70	3,77	0,76	2011/04	116,24	108,60	101,90	3,34	0,69
2002/09	63,57	89,20	88,70	4,38	1,02	2007/01	125,79	105,70	94,70	4,02	0,77	2011/05	115,87	109,70	101,90	3,06	0,70
2002/10	58,73	88,50	88,60	4,46	1,02	2007/02	130,36	106,20	95,10	4,05	0,76	2011/06	112,67	108,10	102,00	2,89	0,69
2002/11	63,46	90,10	88,30	4,48	1,00	2007/03	126,97	106,70	95,30	3,94	0,76	2011/07	114,62	111,70	102,20	2,74	0,70
2002/12	60,89	88,50	89,10	4,33	0,98	2007/04	136,34	105,80	95,80	4,15	0,74	2011/08	93,45	110,50	102,30	2,21	0,70
2003/01	57,85	89,20	89,10	4,18	0,94	2007/05	140,54	107,80	95,80	4,28	0,74	2011/09	85,84	108,60	102,50	1,83	0,73
2003/02	52,17	89,20	89,60	3,95	0,93	2007/06	144,55	107,70	95,80	4,56	0,75	2011/10	92,23	109,50	102,50	2,00	0,73
2003/03	49,83	89,00	89,70	4,00	0,93	2007/07	145,19	108,50	96,30	4,50	0,73	2011/11	91,67	109,30	102,70	1,87	0,74

2003/04	55,48	88,70	89,40	4,15	0,92	2007/08	136,63	108,70	96,20	4,30	0,73	2011/12	92,10	107,60	102,90	1,93	0,76
2003/05	57,41	88,00	89,20	3,82	0,86	2007/09	139,62	109,80	96,40	4,22	0,72	2012/01	98,45	108,40	102,80	1,82	0,78
2003/06	61,82	87,60	89,50	3,62	0,86	2007/10	145,68	109,90	96,60	4,28	0,70	2012/02	106,07	108,40	103,50	1,85	0,76
2003/07	64,66	89,70	89,70	3,97	0,88	2007/11	140,56	109,70	97,10	4,09	0,68	2012/03	108,58	109,80	104,10	1,83	0,76
2003/08	66,99	87,50	89,70	4,13	0,90	2007/12	143,82	110,90	97,70	4,21	0,69	2012/04	105,17	107,60	103,90	1,62	0,76
2003/09	68,45	87,20	89,60	4,17	0,89	2008/01	132,11	112,40	97,40	4,03	0,68	2012/05	99,25	109,40	103,90	1,34	0,78
2003/10	68,48	89,90	89,60	4,22	0,86	2008/02	124,89	112,10	97,80	3,95	0,68	2012/06	94,56	108,30	103,70	1,30	0,80
2003/11	72,58	90,80	89,40	4,35	0,85	2008/03	117,81	111,40	98,30	3,80	0,64	2012/07	99,84	109,90	104,10	1,24	0,81
2003/12	75,24	91,20	90,10	4,29	0,81	2008/04	122,50	111,70	98,10	4,04	0,64	2012/08	105,41	109,20	104,50	1,34	0,81
2004/01	78,98	90,50	90,10	4,17	0,79	2008/05	126,19	109,40	98,70	4,20	0,64	2012/09	109,80	107,80	104,60	1,49	0,78
2004/02	79,16	91,00	90,30	4,11	0,79	2008/06	119,73	110,60	98,90	4,52	0,64	2012/10	110,43	105,90	104,60	1,47	0,77
2004/03	76,70	90,30	90,60	3,91	0,82	2008/07	111,79	108,80	99,50	4,49	0,64	2012/11	110,00	105,80	104,70	1,34	0,78
2004/04	78,67	91,70	90,90	4,10	0,83	2008/08	112,96	111,00	99,20	4,20	0,67	2012/12	115,14	107,20	105,00	1,30	0,76
2004/05	74,91	92,70	91,10	4,25	0,83	2008/09	107,40	108,40	99,10	4,09	0,70	2013/01	117,83	106,10	104,50	1,51	0,75
2004/06	76,80	92,10	91,10	4,31	0,82	2008/10	85,01	105,90	98,90	3,88	0,75	2013/02	117,31	107,00	105,10	1,54	0,75
2004/07	74,93	93,20	91,30	4,24	0,82	2008/11	79,38	101,40	98,40	3,56	0,79	2013/03	120,60	107,40	105,60	1,35	0,77
2004/08	72,46	92,30	91,40	4,08	0,82	2008/12	78,09	97,50	98,80	3,05	0,75	2013/04	117,70	108,50	105,10	1,20	0,77
2004/09	75,17	92,00	91,20	4,02	0,82	2009/01	76,41	89,70	98,30	3,07	0,76	2013/05	123,82	107,10	105,50	1,29	0,77
2004/10	76,24	93,10	91,30	3,89	0,80	2009/02	71,47	86,90	98,90	3,13	0,78	2013/06	120,08	109,20	105,60	1,53	0,76
2004/11	78,84	91,60	91,10	3,78	0,77	2009/03	66,37	87,30	98,70	3,02	0,77	2013/07	121,31	107,50	106,10	1,56	0,77
2004/12	80,92	91,20	92,10	3,58	0,75	2009/04	75,61	84,70	98,80	3,13	0,76	2013/08	124,32	109,90	106,10	1,73	0,75
2005/01	81,76	94,00	91,40	3,56	0,76	2009/05	79,71	88,60	98,70	3,37	0,73	2013/09	126,75	108,80	106,10	1,89	0,75
2005/02	83,67	92,50	91,80	3,54	0,77	2009/06	80,14	89,30	99,00	3,47	0,71	2013/10	131,21	107,60	105,90	1,76	0,73
2005/03	83,99	93,60	92,20	3,70	0,76	2009/07	80,50	88,40	99,00	3,34	0,71	2013/11	136,74	110,90	106,10	1,68	0,74
2005/04	82,62	94,40	92,00	3,48	0,77	2009/08	87,90	89,60	99,20	3,31	0,70	2013/12	138,15	110,5	106,5	1,80	0,73

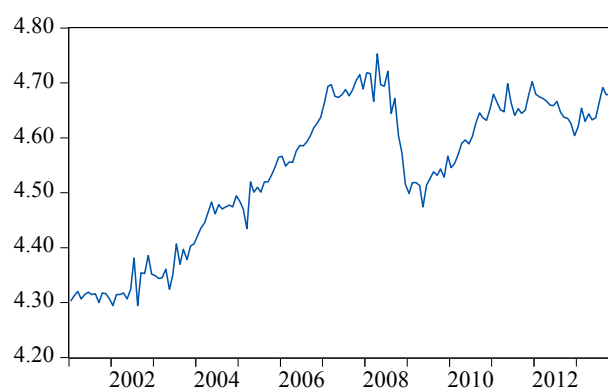
Zdroj: stats.oecd.org

Grafy vývoje proměnných modelu CZ

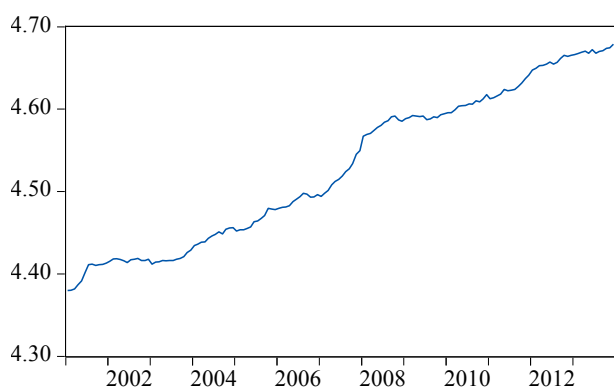
Data v úrovních



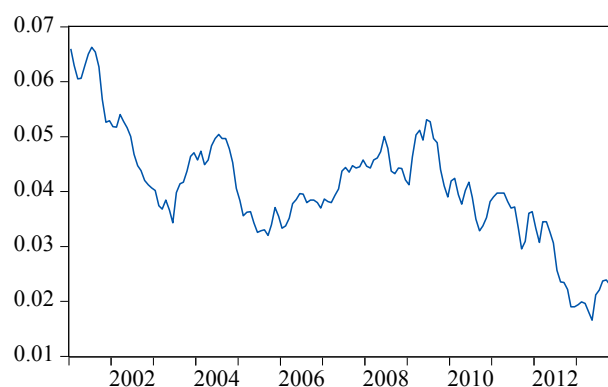
lnPX



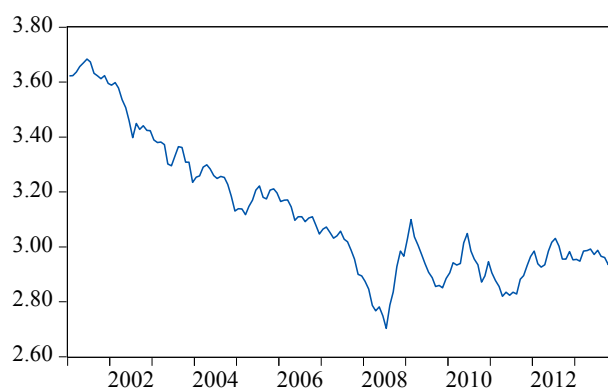
lnPIcz



lnCPIcz_sa



lnBONDcz

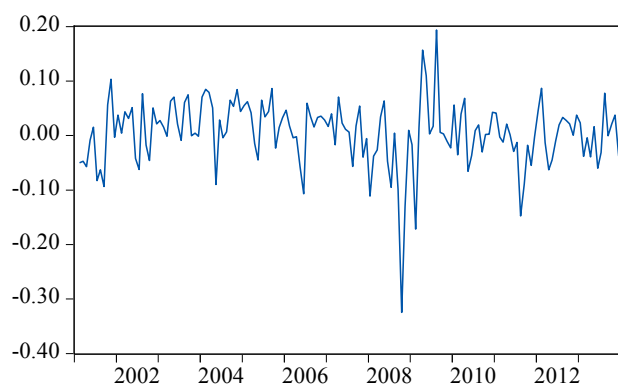


lnCZK/USD

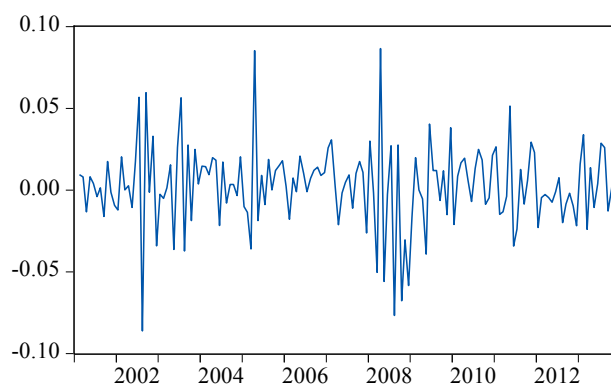
Zdroj: Vlastní zpracování

Grafy vývoje proměnných modelu CZ

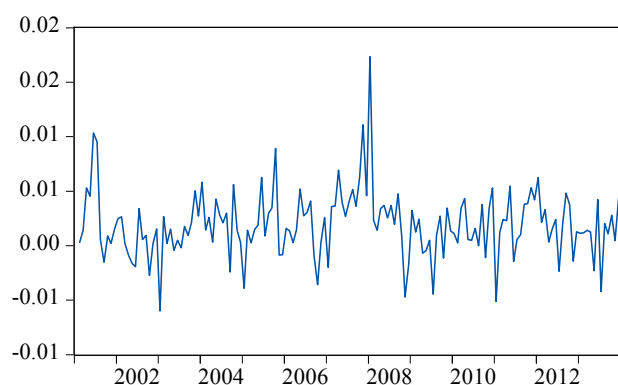
Data v první diferenci



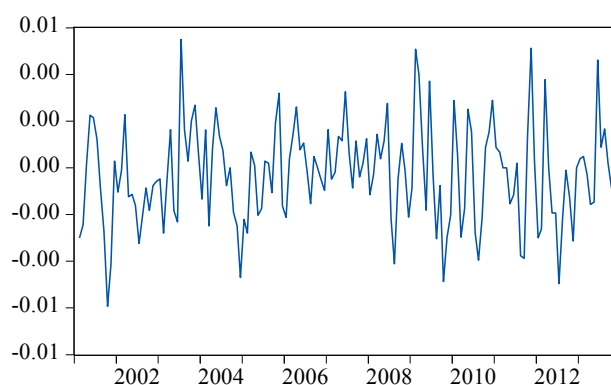
dlnPX



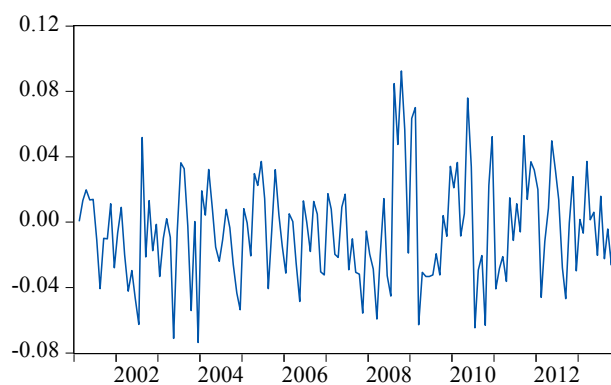
dlnPIcz



dlnCPIcz_sa



dlnBONDcz

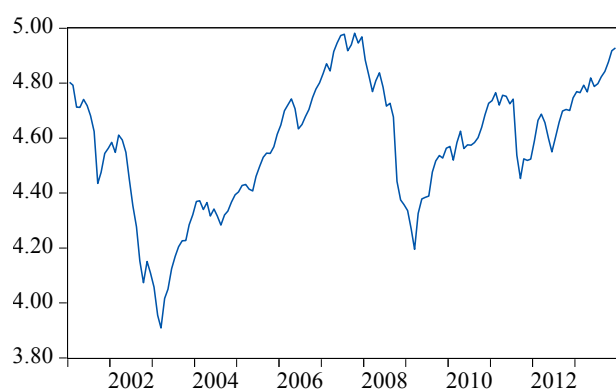


dlnCZK/USD

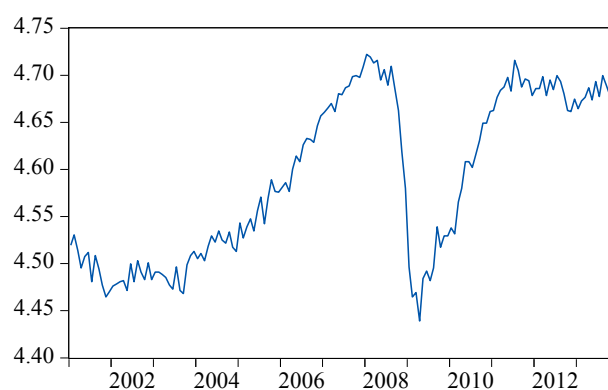
Zdroj: Vlastní zpracování

Grafy vývoje proměnných modelu DE

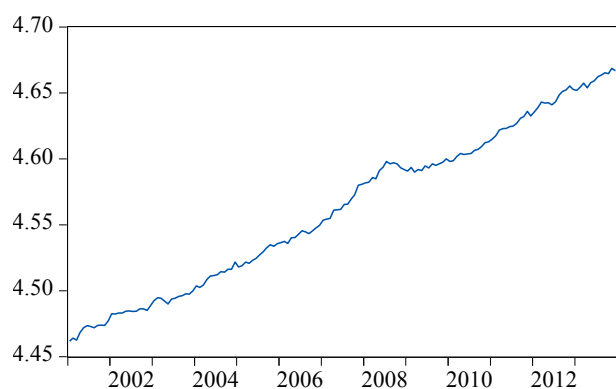
Data v úrovních



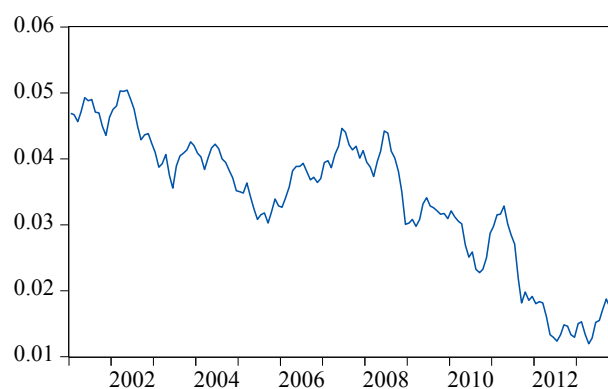
$\ln DAX$



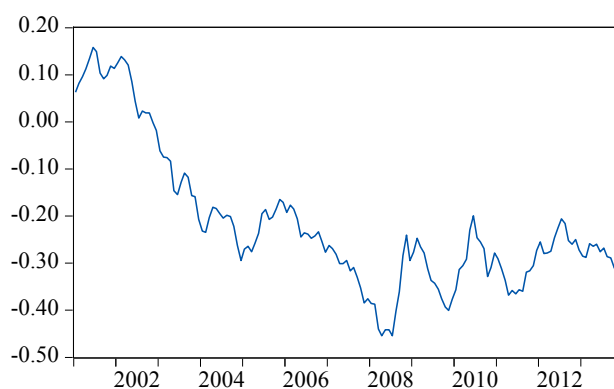
$\ln PIde$



$\ln CPIde_sa$



$\ln BONDde$

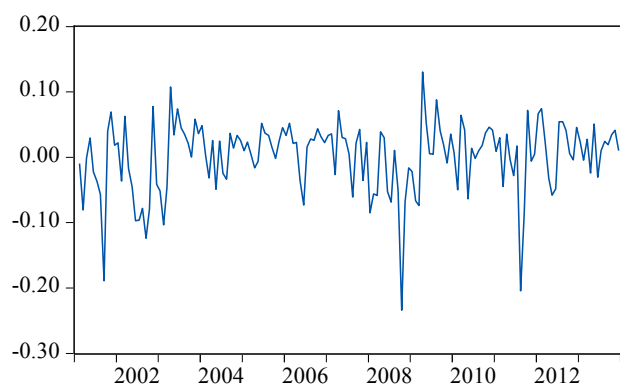


$\ln EUR/USD$

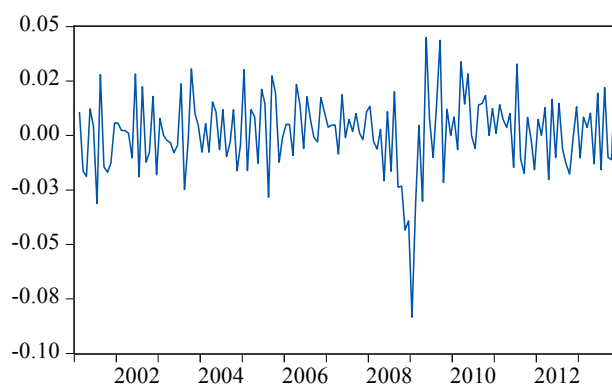
Zdroj: Vlastní zpracování

Grafy vývoje proměnných modelu DE

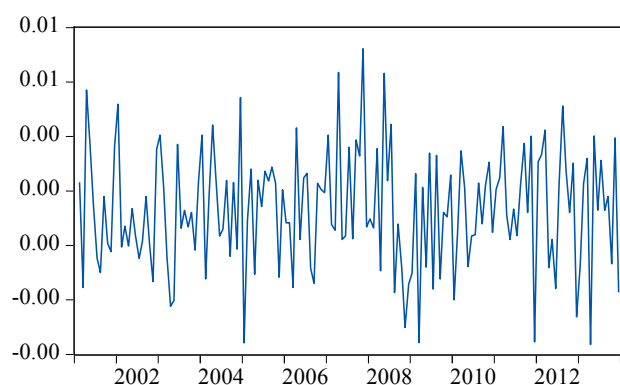
Data v první diferenci



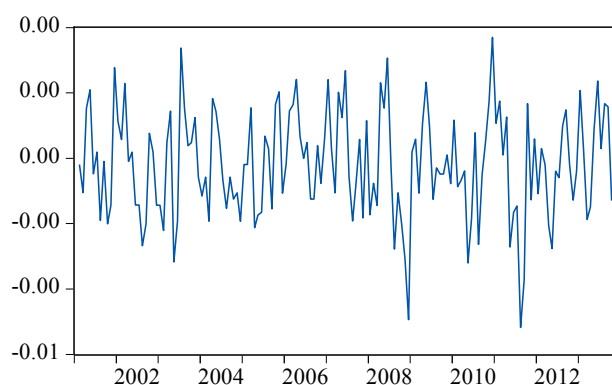
dlnDAX



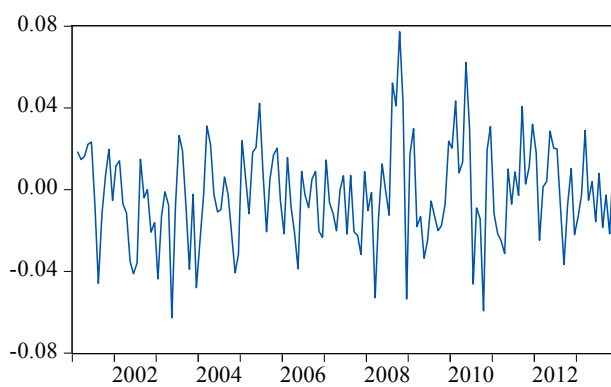
dlnPIde



dlnCPIde_sa



dlnBONDde



dlnEUR/USD

Zdroj: Vlastní zpracování

ADF test pro model CZ

Data v úrovních

		lnPX			lnPIcz			lnCPIcz_sa			lnBONDcz			lnCZK/USD		
		0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T
p-statistika		78,83%	59,01%	89,97%	100,00%	76,44%	51,76%	100,00%	76,44%	51,76%	12,91%	77,62%	69,79%	11,75%	25,17%	76,42%
LAG		1	1	1	1	1	2	1	1	2	2	2	2	1	1	1
ADF	test	0,3630	-1,3818	-1,2333	5,6608	-0,9665	-2,1430	5,6608	-0,9665	-2,1430	-1,4822	-0,9312	-1,8053	-1,5320	-2,0834	-1,6607
ADF krit	1%	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0157	-2,5792	-3,4707	-4,0157	-2,5793	-3,4709	-4,0157	-2,5792	-3,4707	-4,0153
	5%	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4378	-1,9428	-2,8792	-3,4378	-1,9428	-2,8793	-3,4378	-1,9428	-2,8792	-3,4376
	10%	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1431	-1,6154	-2,5762	-3,1431	-1,6154	-2,5763	-3,1431	-1,6154	-2,5762	-3,1430
Hodnocení	1%	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac
	5%	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac
	10%	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac

0 - bez konstanty a trendu, I - s konstantou, I+T - s konstantou i trendem

Data v první diferenci

		dlnPX			dlnPIcz			dlnCPIcz_sa			dlnBONDcz			dlnCZK/USD		
		0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T
LAG		0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	1	0	0	0
ADF	test	-8,8648	-8,8592	-8,8651	-16,6613	-16,9844	-16,9479	-4,7347	-10,0550	-10,0650	-9,4841	-9,5967	-9,5763	-10,0742	-10,1914	-10,3277
ADF krit	1%	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5793	-3,4707	-4,0153	-2,5793	-3,4709	-4,0157	-2,5792	-3,4707	-4,0153
	5%	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8793	-3,4378	-1,9428	-2,8792	-3,4376
	10%	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5763	-3,1431	-1,6154	-2,5762	-3,1430
Hodnocení	1%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac
	5%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac
	10%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac

0 - bez konstanty a trendu, I - s konstantou, I+T - s konstantou i trendem

Zdroj: Vlastní zpracování

ADF test pro model DE

Data v úrovních

		lnDAX			lnPIde			lnCPIde_sa			lnBONDde			lnEUR/USD		
		0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T
p-statistika		64,44%	31,88%	39,11%	86,22%	42,74%	17,07%	100,00%	91,76%	23,33%	15,86%	66,21%	30,70%	52,44%	31,08%	55,90%
lag		1	1	1	3	3	3	0	0	0	1	1	1	1	1	1
ADF	test	-0,1098	-1,9281	-2,3753	0,6826	-1,7039	-2,8834	8,0378	-0,3229	-2,7118	-1,3679	-1,2273	-2,5436	-0,4355	-1,9456	-2,0685
ADF krit	1%	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5794	-3,4712	-4,0161	-2,5791	-3,4704	-4,0150	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153
	5%	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8794	-3,4380	-1,9428	-2,8790	-3,4375	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376
	10%	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5764	-3,1432	-1,6154	-2,5762	-3,1429	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430
Hodnocení	1%	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac
	5%	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac
	10%	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac

0 - bez konstanty a trendu, I - s konstantou, I+T - s konstantou i trendem

Data v první diferenci

		dlnDAX			dlnPIde			dlnCPIde_sa			dlnBONDde			dlnEUR/USD		
		0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T
lag		0	0	0	2	2	2	6	0	0	0	0	0	0	0	0
ADF	test	-9,2655	-9,2369	-9,3497	-4,8519	-4,8955	-4,8824	-2,8004	-14,8039	-14,7587	-9,2556	-9,3160	-9,2830	-9,4546	-9,5078	-9,5329
ADF krit	1%	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5794	-3,4712	-4,0161	-2,5798	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153
	5%	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8794	-3,4380	-1,9429	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376
	10%	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5764	-3,1432	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430
Hodnocení	1%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac
	5%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac
	10%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac

0 - bez konstanty a trendu, I - s konstantou, I+T - s konstantou i trendem

Zdroj: Vlastní zpracování

PP test pro model CZ

Data v úrovních

		lnPX			lnPIcz			lnCPIcz_sa			lnBONDcz			lnCZK/USD		
		0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T
p-statistika		78,69%	61,89%	89,58%	98,76%	51,34%	44,07%	100,00%	77,85%	53,04%	13,95%	76,70%	64,26%	11,75%	37,94%	87,70%
WB		7	7	7	5	5	6	7	7	7	2	3	3	2	2	2
PP	test	0,3577	-1,3217	-1,2514	1,9432	-1,5352	-2,2825	5,8813	-0,9243	-2,1202	-1,4400	-0,9591	-1,9142	-1,5322	-1,8002	-1,3295
PP krit	1%	-2,5791	-3,4704	-4,0150	-2,5791	-3,4704	-4,0150	-2,5791	-3,4704	-4,0150	-2,5791	-3,4704	-4,0150	-2,5791	-3,4704	-4,0150
	5%	-1,9428	-2,8790	-3,4375	-1,9428	-2,8790	-3,4375	-1,9428	-2,8790	-3,4375	-1,9428	-2,8790	-3,4375	-1,9428	-2,8790	-3,4375
	10%	-1,6154	-2,5762	-3,1429	-1,6154	-2,5762	-3,1429	-1,6154	-2,5762	-3,1429	-1,6154	-2,5762	-3,1429	-1,6154	-2,5762	-3,1429
Hodnocení	1%	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac
	5%	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac
	10%	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac

0 - bez konstanty a trendu, I - s konstantou, I+T - s konstantou i trendem

Data v první diferenci

		dlnPX			dlnPIcz			dlnCPIcz_sa			dlnBONDcz			dlnCZK/USD		
		0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T
WB		5	5	5	7	7	7	7	6	6	1	2	2	1	1	3
PP	test	-8,9815	-8,9702	-8,9626	-16,1397	-16,4715	-16,4533	-8,4756	-10,5311	-10,5456	-9,4755	-9,3536	-9,3304	-10,1084	-10,2276	-10,2963
PP krit	1%	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153
	5%	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376
	10%	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430
Hodnocení	1%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac
	5%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac
	10%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac

0 - bez konstanty a trendu, I - s konstantou, I+T - s konstantou i trendem

Zdroj: Vlastní zpracování

PP test pro model DE

Data v úrovních

		lnDAX			lnPIde			lnCPIde_sa			lnBONDde			lnEUR/USD		
		0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T
p-statistika		63,38%	29,50%	40,60%	83,39%	55,05%	36,87%	100,00%	91,87%	27,41%	14,87%	78,92%	46,78%	60,24%	48,94%	75,34%
WB		6	6	6	7	7	7	1	1	4	2	3	3	2	2	2
PP	test	-0,1405	-1,9812	-2,3470	0,7975	-1,4619	-2,4183	8,7367	-0,3150	-2,6155	-1,4045	-0,8907	-2,2330	-0,2289	-1,5821	-1,6856
PP krit	1%	-2,5791	-3,4704	-4,0150	-2,5791	-3,4704	-4,0150	-2,5791	-3,4704	-4,0150	-2,5791	-3,4704	-4,0150	-2,5791	-3,4704	-4,0150
	5%	-1,9428	-2,8790	-3,4375	-1,9428	-2,8790	-3,4375	-1,9428	-2,8790	-3,4375	-1,9428	-2,8790	-3,4375	-1,9428	-2,8790	-3,4375
	10%	-1,6154	-2,5762	-3,1429	-1,6154	-2,5762	-3,1429	-1,6154	-2,5762	-3,1429	-1,6154	-2,5762	-3,1429	-1,6154	-2,5762	-3,1429
Hodnocení	1%	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac
	5%	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac
	10%	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	stac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac	nestac

0 - bez konstanty a trendu, I - s konstantou, I+T - s konstantou i trendem

Data v první diferenci

		dlnDAX			dlnPIde			dlnCPIde_sa			dlnBONDde			dlnEUR/USD		
		0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T	0	I	I+T
WB		3	3	3	7	7	7	9	0	0	0	2	2	3	4	5
PP	test	-9,2801	-9,2516	-9,3557	-13,8574	-13,8703	-13,8433	-12,4736	-14,8039	-14,7587	-9,2556	-9,2592	-9,2252	-9,3713	-9,3907	-9,3564
PP krit	1%	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153	-2,5792	-3,4707	-4,0153
	5%	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376	-1,9428	-2,8792	-3,4376
	10%	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430	-1,6154	-2,5762	-3,1430
Hodnocení	1%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac
	5%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac
	10%	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac	stac

0 - bez konstanty a trendu, I - s konstantou, I+T - s konstantou i trendem

Zdroj: Vlastní zpracování

Johansenovy kointegrační testy pro model CZ

Sample (adjusted): 2001M03 2013M12

Included observations: 154 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LNPX LNPICZ LNCPICZSA LNBONDCZ LNCZK_USD

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.320880	98.74918	76.97277	0.0005
At most 1	0.110146	39.15784	54.07904	0.5131
At most 2	0.069387	21.18638	35.19275	0.6499
At most 3	0.036572	10.11204	20.26184	0.6288
At most 4	0.028005	4.374368	9.164546	0.3592

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.320880	59.59134	34.80587	0.0000
At most 1	0.110146	17.97146	28.58808	0.5781
At most 2	0.069387	11.07434	22.29962	0.7432
At most 3	0.036572	5.737671	15.89210	0.8166
At most 4	0.028005	4.374368	9.164546	0.3592

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

Johansenovy kointegrační testy pro model DE

Sample (adjusted): 2001M03 2013M12

Included observations: 154 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LNDAX LNPIDE LNCPIDE_SA LNBONDDE LNEUR_USD

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.200305	72.37582	69.81889	0.0308
At most 1	0.100205	37.95299	47.85613	0.3041
At most 2	0.095312	21.69237	29.79707	0.3159
At most 3	0.039863	6.266887	15.49471	0.6640
At most 4	1.49E-05	0.002290	3.841466	0.9598

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.200305	34.42283	33.87687	0.0430
At most 1	0.100205	16.26062	27.58434	0.6436
At most 2	0.095312	15.42548	21.13162	0.2602
At most 3	0.039863	6.264597	14.26460	0.5795
At most 4	1.49E-05	0.002290	3.841466	0.9598

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

VECM pro model CZ

Sample (adjusted): 2001M03 2013M12

Included observations: 154 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
LNPX(-1)	1.000000				
LNPICZ(-1)	-31.05337 (5.70850) [-5.43985]				
LNCPICZSA(-1)	6.455396 (6.58672) [0.98006]				
LNBNDCZ(-1)	-135.3302 (39.3054) [-3.44305]				
LNCZK_USD(-1)	-8.932451 (3.21823) [-2.77558]				
C	138.1608 (46.2215) [2.98910]				
Error Correction:	D(LNPX)	D(LNPICZ)	D(LNCPICZSA)	D(LNBNDCZ)	D(LNCZK_USD)
CointEq1	-0.001901 (0.00187) [-1.01476]	9.06E-05 (0.00079) [0.11406]	-0.000621 (9.6E-05) [-6.44037]	0.000166 (6.4E-05) [2.60309]	0.003248 (0.00100) [3.24121]
D(LNPX(-1))	0.296855 (0.07925) [3.74586]	0.094070 (0.03359) [2.80029]	0.007159 (0.00408) [1.75625]	0.005187 (0.00270) [1.91903]	-0.122663 (0.04239) [-2.89354]
D(LNPICZ(-1))	0.271124 (0.18473) [1.46770]	-0.335078 (0.07830) [-4.27917]	-0.014093 (0.00950) [-1.48319]	-0.000380 (0.00630) [-0.06027]	0.099833 (0.09881) [1.01030]
D(LNCPICZSA(-1))	-2.973359 (1.60584) [-1.85159]	0.572053 (0.68070) [0.84038]	0.130350 (0.08260) [1.57812]	0.159800 (0.05477) [2.91747]	1.695975 (0.85900) [1.97436]
D(LNBNDCZ(-1))	0.645026 (2.16086) [0.29850]	1.648574 (0.91597) [1.79981]	0.003325 (0.11115) [0.02991]	0.332581 (0.07370) [4.51237]	-2.556043 (1.15589) [-2.21132]
D(LNCZK_USD(-1))	-0.261503 (0.14751) [-1.77273]	-0.003921 (0.06253) [-0.06271]	-0.001431 (0.00759) [-0.18861]	0.013637 (0.00503) [2.71023]	0.175811 (0.07891) [2.22803]
R-squared	0.161597	0.149220	0.131585	0.205734	0.161180
Adj. R-squared	0.133273	0.120478	0.102246	0.178900	0.132841
Sum sq. resids	0.465835	0.083704	0.001232	0.000542	0.133295
S.E. equation	0.056103	0.023782	0.002886	0.001914	0.030011
F-statistic	5.705231	5.191620	4.485080	7.667092	5.687657
Log likelihood	228.1509	360.3253	685.1328	748.3935	324.4985
Akaike AIC	-2.885076	-4.601628	-8.819906	-9.641474	-4.136345
Schwarz SC	-2.766754	-4.483305	-8.701583	-9.523151	-4.018022
Mean dependent	0.004760	0.002837	0.001939	-0.000268	-0.004049
S.D. dependent	0.060262	0.025358	0.003046	0.002112	0.032228

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

VECM pro model DE

Sample (adjusted): 2001M03 2013M12

Included observations: 154 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
LNDAX(-1)	1.000000				
LNPIDE(-1)	-2.697301				
	(0.62068)				
	[-4.34569]				
LNCPIDE_SA(-1)	-8.090441				
	(1.73262)				
	[-4.66949]				
LNBONDDE(-1)	-43.73289				
	(7.18571)				
	[-6.08609]				
LNEUR_USD(-1)	-1.891931				
	(0.35978)				
	[-5.25858]				
C	45.79713				
Error Correction:	D(LNDAX)	D(LNPIDE)	D(LNCPIDE_SA)	D(LNBONDDE)	D(LNEUR_USD)
CointEq1	0.074041	0.017885	0.001192	0.001746	0.026997
	(0.02125)	(0.00657)	(0.00088)	(0.00063)	(0.00928)
	[3.48404]	[2.72016]	[1.35520]	[2.79189]	[2.91035]
D(LNPX(-1))	0.157705	0.038105	0.000317	0.001247	-0.113274
	(0.09599)	(0.02970)	(0.00397)	(0.00282)	(0.04190)
	[1.64299]	[1.28311]	[0.07977]	[0.44142]	[-2.70360]
D(LNPICZ(-1))	-0.256489	-0.113677	0.002401	0.000659	0.007530
	(0.24263)	(0.07507)	(0.01004)	(0.00714)	(0.10591)
	[-1.05713]	[-1.51436]	[0.23908]	[0.09232]	[0.07110]
D(LNCPICZSA(-1))	-1.620723	2.277761	-0.185905	0.129578	0.887063
	(1.95401)	(0.60455)	(0.08087)	(0.05749)	(0.85291)
	[-0.82944]	[3.76771]	[-2.29884]	[2.25406]	[1.04004]
D(LNBONDZ(-1))	2.345727	0.911711	0.194386	0.244192	-0.736151
	(2.87661)	(0.88999)	(0.11905)	(0.08463)	(1.25562)
	[0.81545]	[1.02441]	[1.63278]	[2.88543]	[-0.58628]
D(LNCZK_USD(-1))	-0.015787	-0.016873	-0.013208	0.002965	0.288943
	(0.17390)	(0.05380)	(0.00720)	(0.00512)	(0.07591)
	[-0.09078]	[-0.31360]	[-1.83518]	[0.57951]	[3.80660]
C	0.003676	-0.001675	0.001570	-0.000308	-0.003153
	(0.00494)	(0.00153)	(0.00020)	(0.00015)	(0.00216)
	[0.74356]	[-1.09538]	[7.67518]	[-2.11917]	[-1.46108]
R-squared	0.165877	0.210280	0.085126	0.184221	0.175730
Adj. R-squared	0.131831	0.178047	0.047784	0.150924	0.142086
Sum sq. resids	0.380177	0.036391	0.000651	0.000329	0.072434
S.E. equation	0.050855	0.015734	0.002105	0.001496	0.022198
F-statistic	4.872157	6.523656	2.279631	5.532633	5.223271
Log likelihood	243.7968	424.4629	734.2572	786.8143	371.4599
Akaike AIC	-3.075284	-5.421596	-9.444898	-10.12746	-4.733245
Schwarz SC	-2.937240	-5.283553	-9.306855	-9.989416	-4.595202
Mean dependent	0.000880	0.001134	0.001317	-0.000187	-0.002573
S.D. dependent	0.054580	0.017355	0.002157	0.001624	0.023966

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews 7.2

